



## 저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

경제적 불안정과 노후소득보장정책이  
정신건강에 미치는 영향  
- 중·고령층 연령집단을 중심으로 -

The Effects of Economic Insecurity and  
Non-Contributory Pension on Mental Health:  
on the middle and over

2017 년 8 월

서울대학교 대학원

보건학과 보건정책관리학 전공

김 재 원

# 경제적 불안정과 노후소득보장정책이 정신건강에 미치는 영향

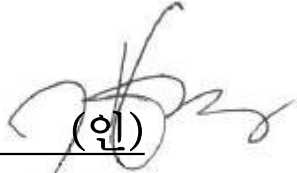
- 중·고령층 연령집단을 중심으로 -


지도교수 이 태 진

이 논문을 보건학박사 학위논문으로 제출함  
2017 년 4 월

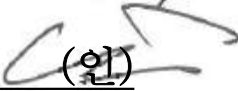
서울대학교 대학원  
보건학과 보건정책관리학 전공  
김 재 원

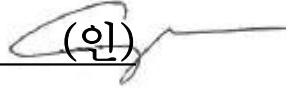
김재원의 보건학박사 학위논문을 인준함  
2017 년 6 월

위 원 장 \_\_\_\_\_ 김 창 엽 (인) 

부위원장 \_\_\_\_\_ 조 병 희 (인) 

위 원 \_\_\_\_\_ 정 완 교 (인) 

위 원 \_\_\_\_\_ 김 정 석 (인) 

위 원 \_\_\_\_\_ 이 태 진 (인) 

## 초 록

건강의 사회적 결정 관점에서, 경제적 요소는 개인의 건강에 중요한 역할을 한다. 현대 사회에서 신자유주의 이후 거시경제의 불확실성 증가, 이로 인한 개인의 경제적 불안정의 확산과 팽창은 개인의 건강에 부정적 영향을 주었을 것으로 보인다. 한 시점의 경제적 수준이 개인의 경제적 수준을 대변할 수 있었던 과거와 달리, 시간적 흐름에 따른 경제적 상태의 변이나 움직임을 고려할 필요가 증가한 것이다.

한국에서 중·고령자의 정신건강 문제는 사회적 이슈가 되고 있다. 중년층은 막중한 사회적 책임을 지고 있고, 가족의 부양을 위해 경제적 필요가 크다. 그러나 대규모 실업이나, 경기 침체의 상황은 이들의 경제적 상황을 불안정하게 만들고 정신건강에 위협으로 작용할 것이다. 고령층은 노후 대비가 충분하지 않은 상황에서 경제적 문제에 노출되어 있으며 이들의 취약한 경제적 지위는 노화로 인한 건강 문제와 함께 이들의 삶에 큰 도전이 된다.

본 연구는 중·고령층의 경제적 불안정이 개인의 정신건강에 미치는 영향을 실증 분석하였으며, 경제적 불안정에 대한 사회적 대응책으로서 공적 연금이 고령층의 정신건강에 미치는 효과를 확인하였다. 경제적 불안정의 개념에는 불안정 그 자체 뿐 아니라 불안정에 대응하는 전략이나 자원도 함께 포함되므로, 본 연구는 경제적 불안정의 하부 요소에 대한 분석이라고 볼 수 있다.

선행연구 고찰 결과, 실증분석에서 경제적 불안정을 측정하기 위해 사용한 지표는 다음과 같다; 1) 이전시점 소득과의 차분 및 2) 소득분산, 3) 소득 외 영역에서의 경제적 어려움 경험여부, 4) 분석 기간 내 저소득 가구 해당 기간(이상 객관적 상황 지표), 5) 주관적 최저생계비, 6) 경제적 원인으로 인한 갈등·우려, 7) 가구소득에 대한 만족도(이상 주관적 인식·감정 지표).

세부연구 1에서는 다수준 분석방법을 통해 7개의 객관적·주관적 경제적 불안정 지표의 영향력을 확인하였다. 한국복지패널조사 자료를 이용하였고, 분석 대상은 경제적 필요도 등을 고려하여 중년층 이상(45세-80세 미만)에 한정하였다. 지표 합성에 대한 합의가 부재하므로, 각각의 지표에 대한 영향력을 개별적으로 확인하였다. 분석 결과, 경제적 불안정 지표 중 대부분이 정신건강에 있어 유효한 영향을 미쳤는데, 이와 같은 결과는 경제적 영역에서 소득 수준 외에 ‘불안정’ 개념의 중요성을

보여주며 특히 소득 외적인 영역(e.g. 물질적 결핍)에 대한 추가적 고려의 중요성, 시간적 축의 반영에 대한 필요성 등을 시사한다. 우울과 자살생각에 대한 분석 결과를 비교했을 때, 자살생각에 대해서는 당해 시점의 물질적 자원의 수준이나 감정적 지표들의 영향이 더 두드러지는 것으로 나타났다.

세부연구 2에서는 이중차이모형(DD) 및 삼중차이모형(DDD)을 이용하여 70-80세 미만의 노인에게 대하여 2008년 기초노령연금 수급 효과를 분석하였다. 추가적으로 정신건강 영향 요인 및 경제적 불안정 변수에 대한 정책효과 분석을 통해 연금 제도 효과의 기제를 설명하고자 하였다. 전체 수급자군에 대한 기초노령연금 정책 효과의 계량적 분석에서는 정책 효과의 통계적 유의성이 확인되지 않았으나 가구 유형을 구분하여 삼중차이모형(DDD)을 적용해보았을 때는 (자녀 등 다른 가구원에게 부양을 받고 있을 가능성이 높은) 단독노인가구의 노인에서 기초노령연금의 수급이 우울 발생 위험을 감소시키는 것으로 나타났다. 이는 (비교적 동등한 경제적 지위를 누리는) 노인부부가구 거주 노인에게 비해 다른 경제적 자원에 대한 접근이 제한된 상태에서 기초노령연금이라는 공적·안정적 소득원의 발생이 이들의 정신건강에 긍정적인 영향을 준 것으로 보았다. 추가 분석에 따르면 기초노령연금의 수급은 불가피하고 비자발적인 근로를 줄여주고 가족관계를 개선하며, 부분적으로 경제적 안정성을 높여주는 등의 효과가 있었다.

본 연구는 현대사회에서 점점 그 중요성을 더해가는 경제적 불안정의 개념을 한국적 상황에 적용하여 실증분석을 수행했다는 데 의의가 있다. 개인의 경제적 지위는 한 시점에서의 소득 수준 뿐 아니라, 시간의 흐름에 따른 안정성의 정도나 소득 외적인 영역에서의 결핍을 통해서도 개인에게 영향을 줄 수 있다. 또, 사회정책(소득보조)이 정신건강에 미치는 영향을 확인함으로써, 경제적 불안정 문제에 대한 정책적 개입의 의미와 중요성을 역설한다. 개인의 소득 수준과 소득 안정성을 높여주는 경제 영역의 정책은 이들의 정신건강에까지 영향을 미칠 수 있다. 따라서 포괄적인 사회적 안전망의 설계는 지속가능한 건강 향상에도 기여할 것이다.

주요어: 경제적 불안정, 노후보장, 정신건강, 소득보조, 비기여식 연금

## <목 차>

I. 서	론	1
1.	연구배경	2
1)	경제적 안정성과 정신건강의 관계	2
2)	소득보장(보조)정책 효과의 제한적인 평가	3
3)	한국의 중·고령자	5
2.	연구목적	8
II.	이론적 고찰	9
1.	경제적 불안정이란 무엇인가	9
1)	경제적 불안정 개념에 관한 고찰	10
2)	경제적 불안정의 측정과 적용	19
3)	실증분석에 사용된 경제적 불안정 지표	23
2.	경제적 불안정의 발생과 그 결과	27
1)	경제적 불안정의 다면적 발생과 결과	27
2)	경제적 불안정의 건강 영향	33
3.	경제적 불안정과 사회적 개입	41
1)	경제적 불안정에 대한 사회 수준에서의 개입	41
2)	경제적 불안정에 대한 정책적 개입의 건강 효과	44
4.	정신건강: 결과지표로서의 우울과 자살생각	51
1)	우울	52
2)	자살	58
5.	경제적 불안정과 사회적 개입, 그리고 건강	62
III.	연구방법	65
1.	실증분석모형	65
2.	세부연구 1: 경제적 불안정과 중고령자의 정신건강	67
1)	자료원: 한국복지패널조사(KOWEPS)	67
2)	연구대상: 45-79세 중고령자	68
3)	분석방법: 혼합모형(Mixed Models)	69
4)	독립변수: 경제적 불안정	72

5) 통제변수: 중·고령자 우울에 대한 영향요인 .....	76
6) 결과변수: 우울 및 자살생각 .....	78
7) 추가분석: 45-64세 남성 하위집단 분석 .....	81
3. 세부연구 2: 노후소득보장제도와 고령자의 정신건강 .....	83
1) 자료원: 한국복지패널조사(KOWEPS) .....	83
2) 연구대상: 70세-79세 고령자 .....	84
3) 분석방법: 이중차이모형(DD) 및 삼중차이모형(DDD) .....	86
4) 독립변수: 2008년 기초노령연금 수급 .....	88
5) 통제변수: 고령자 우울에 대한 영향요인 .....	89
6) 결과변수: 우울 .....	90
<b>IV. 경제적 불안정과 중·고령자의 정신건강 .....</b>	<b>92</b>
1. 중고령자 대상 분석 결과 .....	92
1) 연구대상의 특성과 분포 .....	92
2) 경제적 불안정이 중·고령자의 우울에 미치는 영향 .....	95
3) 경제적 불안정이 중·고령자의 자살 생각에 미치는 영향 .....	99
2. 하위집단 분석: 45-64세 남성 대상 분석 .....	102
1) 연구대상의 특성과 분포 .....	102
2) 경제적 불안정이 45-64세 남성의 우울에 미치는 영향 .....	105
3) 경제적 불안정이 45-64세 남성의 자살생각에 미치는 영향 .....	108
3. 소결 .....	110
1) 기존 연구와의 분석 결과 비교 .....	110
2) 결과변수 및 분석대상별 분석 결과 비교 .....	112
<b>V. 노후소득보장제도와 고령자의 정신건강 .....</b>	<b>113</b>
1. 기초노령연금이 고령자의 우울에 미치는 영향 .....	113
1) 분석 대상 사례의 특성 분포 .....	113
2) 기초노령연금이 고령자의 우울에 미치는 영향 .....	119
2. 기초노령연금의 영향기제 탐색 .....	124
1) 기초노령연금과 경제활동참여 .....	124
2) 기초노령연금과 가족관계 만족 .....	125
3) 기초노령연금과 경제적 불안정 .....	127
3. 소결 .....	130

VI. 고찰 및 결론 .....	134
1. 이론적 함의 및 연구 결과 정리 .....	134
2. 방법론적 고찰 .....	137
3. 정책제언 .....	142
참고문헌 .....	145
Abstract .....	175
 〈부    록〉	
부록 A. 경제적 불안정 영향 분석 전체 결과 .....	177
1. 전체인구집단 대상 분석 결과: 우울 .....	177
2. 전체인구집단 대상 분석 결과: 자살생각 .....	184
3. 45-64세 남성 대상 분석 결과: 우울 .....	191
4. 45-64세 남성 대상 분석 결과: 자살생각 .....	198
부록 B. 기초노령연금 효과 분석 전체 결과 .....	205
1. 기초노령연금 정책효과 분석 결과 .....	205
2. 기초노령연금 영향기제 탐색 분석 결과 .....	208



## 〈표 차례〉

〈표 1〉 경제적 불안정의 개념 구분: 객관적 상황과 주관적 인식.....	13
〈표 2〉 경제적 불안정의 측정 수준 .....	18
〈표 3〉 경제적 불안정 측정변수의 분류 .....	21
〈표 4〉 우울 발생 이론과 본 연구의 관련성 .....	54
〈표 5〉 독립변수: 경제적 불안정 영향 분석 .....	75
〈표 6〉 통제변수와 결과변수: 경제적 불안정 영향 분석 .....	80
〈표 7〉 이중차이 모형의 개요 .....	86
〈표 8〉 통제변수와 결과변수: 기초노령연금 효과 분석 .....	91
〈표 9〉 분석 대상 사례 특성·분포 (2014년 기준) / (n=4,167/가구수:2,820) ...	94
〈표 10〉 경제적 불안정이 중년층 이상의 우울에 미치는 영향 분석 결과 (n=4,167/ t=8(패널분석)) .....	98
〈표 11〉 경제적 불안정이 중년층 이상의 자살생각에 미치는 영향 분석 결과 (n=4,167/ t=4(패널분석)) .....	101
〈표 12〉 분석 대상 사례들의 특성 및 분포(2014년 기준) / (n=2,201) ...	104
〈표 13〉 경제적 불안정이 45-64세 남성의 우울에 미치는 영향 분석 결과 (n=2,201 / t=8(패널분석)) .....	107
〈표 14〉 경제적 불안정이 45-64세 남성의 자살생각에 미치는 영향 분석 결과 (n=2,201 / t=4(패널분석)) .....	109
〈표 15〉 분석 대상 사례들의 특성 분포(n=760) .....	116
〈표 16〉 분석 대상 사례들의 특성 분포: 노인부부가구(n=368) .....	117
〈표 17〉 분석 대상 사례들의 특성 분포: 노인단독가구(n=392) .....	118
〈표 18〉 우울에 대한 기초노령연금의 정책효과 분석 결과: DD(n=760) .....	123
〈표 19〉 우울에 대한 기초노령연금의 차별적인 정책효과 분석 결과: DDD(n=760) ...	123
〈표 20〉 경제활동참여에 대한 기초노령연금의 정책효과 분석 결과(n=760) .....	126
〈표 21〉 가족관계 만족에 대한 기초노령연금의 정책효과 분석 결과(n=760) .....	126
〈표 22〉 경제적 어려움 경험에 대한 기초노령연금의 정책효과 분석 결과(n=307) ...	128
〈표 23〉 주관적 최저생계비에 대한 기초노령연금의 정책효과 분석 결과(n=307) ...	128
〈표 24〉 가구소득만족에 대한 기초노령연금의 정책효과 분석 결과(n=307) .....	129
〈표 25〉 경제적 갈등 및 우려에 대한 기초노령연금의 정책효과 분석 결과(n=307) ...	129

## 〈그림 차례〉

〈그림 1〉 2010-2015 남성 및 여성 우울증 환자 현황 .....	7
〈그림 2〉 경제적 불안정의 개념 .....	22
〈그림 3〉 경제적 불안정의 발생과 결과 .....	32
〈그림 4〉 경제적 불안정과 사회보장정책 .....	43
〈그림 5〉 Mood Dynamics 모형 .....	54
〈그림 6〉 개념적 틀: 경제적 불안정과 사회적 개입, 그리고 건강 .....	64
〈그림 7〉 실증분석 적용모형 .....	66

# I. 서 론

개인의 경제적 상태는 건강의 사회적 결정요인 중 하나로 중요한 연구 대상이 되어 왔다. 그런데 소득과 건강, 부(wealth)와 건강, 혹은 직업적 상태와 건강 등에 대해서는 이미 많은 연구가 수행된 데 반해, 소득의 변화·지연효과 등 경제적 동태의 영향에 대해서는 충분히 논의되고 있지 않다(Kondo et al., 2009). 즉, 소득의 시간적 측면에 대한 고려가 부족하다. 이러한 연구 경향은 단면 자료를 분석하는 연구가 많기 때문인데(Miething & Yngwe, 2014), 소득과 건강에 대한 단면분석 연구는 – 일반적으로 – 소득이 시간의 흐름과 무관하게 일정할 것을 함축한다(Fritzell, 1990).

그러나 현대사회는 ‘불확실성의 시대’(Doogan, 2001)이며, 경제적 자원의 측면에서 지속적인 소득을 확보할 가능성은 수시로 변하므로 현대 사회에 대한 연구에서 단면분석에서의 가정은 현실적이지 못하다. 1990년대 이후 새로운 위협들이 안정적인 삶이나 사회경제적 지위를 유지하기 위한 개인의 능력을 잠식하고 있기 때문이다(Hacker, 2006; Kalleberg, 2009; Ranci, 2010). 즉, 한 시점에서의 경제적 수준이 개인의 경제적 지위를 대변할 수 없어졌고, 개인의 소득 수준이 시간과 무관하게 일정할 것이라는 단면분석에서의 가정은 더 이상 유효하지 않아 보인다. 따라서 보다 장기적인 관점에서 경제적 자원과 건강간의 관계를 살펴보기 위해서, 개인(또는 개별가구)의 경제적 지위 변화를 중심으로 하는 연구가 수행될 필요가 있다.

예컨대 개인의 불안정한 경제 상태는 경제적 어려움을 겪는 동안 재산 축적을 어렵게 함으로써 빈곤에 기여할 수 있으므로(Islam, 2009)<sup>1)</sup> 현대사회에서 지속되는 거시경제의 불안, 이로 인한 미시 수준에서의 경제적 불안정의 증가는 개인에게 여러 가지 측면에서 영향을 미칠 것은 쉽게 예상할 수 있다<sup>2)</sup>. 특히 불안정한 상태는 스트레스나 걱정, 우려 등을 통해

---

1) (경제적) 불안정과 빈곤의 관계에 대해서는 Islam(2009) 참고. Morduch(1994)은 경제적 불안정과 빈곤의 상호관계를 고려하여, 빈곤 개념에 개인의 불안정한 상황에 대한 측면을 포함해야 한다고 주장하였다. 이 견해를 반영하여, World Bank(2000)는 세계발전보고서(World Development Report)에서, 빈곤을 해결하기 위한 방법 중 하나로 provision of security를 들었다.

2) 이와 관련한 이론적 접근은, Roosevelt(1936), Sen(1999)참고.

일차적으로 건강에 영향을 주게 되므로, 경제적 불안정은 개인의 정신건강과 밀접한 관계가 있을 것으로 보인다. 경제적 불안정의 파급효과는 경제 영역에 그치지 않으며, 보건학적 관점에서 개인의 건강에 미치는 영향에 대해서도 논의될 필요가 있다. 본 연구에서는 경제적 지위의 불확실성·불안정성에 보다 초점을 맞추어 경제적 필요가 큰 중년층과 노후 대비가 취약한 고령자층에서 경제적 불안정이 정신건강에 어떤 영향을 주는지, 노후 소득보장제도(연금제도)가 유효한 긍정적 효과를 발휘하는가를 확인하였다.

## 1. 연구배경

### 1) 경제적 안정성과 정신건강의 관계

그동안 건강의 사회적 결정 관점에서, 경제적 지위 - 건강의 관계는 지속적으로 논의된 바 있으나, 주로 경제적 자원의 부족(i.e. 저소득)과 관련한 위험에 대해 논의함으로써 경제적 불확실성이 증가하는 현대 사회의 경향을 다소 제한적으로 반영하였다. 또한 경제적 위협에 대한 사회적 대응에 대해서도 논의된 바가 많지 않다. 그러나 거시경제 수준에서의 불확실성이 증가하고 있으므로, 이에 대한 연구의 필요성 역시 높아지고 있다.

경제적 자원은 개인의 삶에 필수적이므로 불안정한 경제적 상태는 정신적 갈등을 일으키는 데 기여할 가능성이 높다. 특히 한국의 중년층은 자녀부양 등으로 경제적 필요도가 높고 사회적 책임감이 막중한 데 반해, 실제로는 제한된 노동기회로 인해 장기실업, 조기 은퇴를 경험할 확률이 높고 이로 인해 낮은 소득 수준을 경험하게 된다(한경혜, 2008). 한국에서 노후대비가 제대로 되어있는 가구는 10% 미만이므로(통계청, 2016a), 노년층 역시 부족한 노후대비 등으로 인한 경제적 스트레스가 높다(통계청, 2012). 경제적 상태와 관련한 우울문제는 주로 노년기에서의 노후 대책 미비, 취약한 사회복지 정책 등과 연관성이 있는 것으로 확인되었으나, 일부 연구

에서 중년층에서도 경제적 상태는 우울과 유의한 관계가 있는 것으로 보고되고 있다(최미경과 이영희, 2010).

이러한 관점에서 볼 때, 국내외적으로 여러 차례 지적된 바 있는 한국인의 정신건강 문제(WHO, 2011; 손신영, 2014; Kim JI, Choe & Chae, 2009 등)는 경제적 불안정에 기인할 가능성이 있다. 2000년대를 전후하여 한국 경제는 급격한 변동을 경험하였는데 이와 유사한 시기에 한국인의 우울증 평생 유병율은 4.0% (2001)→ 5.6%(2006)→ 6.7%(2011)로 지속적인 증가 추세를 보여 왔으며 (보건복지부, 2001, 2006, 2011) 특히 최근 5년간은 중년층 이상에서 그 증가폭이 컸다(조선일보, 2016.04.26.; 이데일리, 2015.03.20). 우울은 단독질환으로 의의가 크지만, 만성질환 등 다른 동반질환들을 악화시키고(Moussavi et al., 2007; Laake et al., 2014; Schmitz et al., 2014 등) 자살과도 밀접한 관련이 있다(허대석, 2011; 전홍진, 2012).

한국의 자살률은 10만명당 25.8명(KOSIS, 2016)으로 OECD 국가 중 1위로 나타났는데, 한국의 높은 자살 순위는 10년 이상 지속되고 있다. 한국에서 10-30대의 경우 자살이 사망 원인 1위를 차지하였으며 40-50대에서도 자살은 사망원인 중 2위를 차지하였다(KOSIS, 2016). 연령별 자살 충동 이유를 살펴보면 10대를 제외한 전 연령대에서 경제적 어려움이 자살 충동의 주된 이유인 것으로 나타났고 이러한 응답은 40대에서는 45.5%, 50대에서는 46.8%에 달했다(통계청, 2016c).

## 2) 소득보장(보조)정책 효과의 제한적인 평가

한편 거시경제 변동성 증가에 대한 반작용으로, 경제적 영역에서의 지속성이나 안정성이 중요해지고 있다(Osberg & Sharpe, 2005). 개인의 삶에서 경제적 자원에 대한 필요는 끊임없이 발생할 것이므로, 이를 지속적으로 안정되게 확보하는 것이 삶의 유지에 필수적이기 때문이다. 그러나 경제적 결핍상태에 대한 연구가 다수 수행된 데 반해, 이에 대한 정책적 개입인 소득보장(보조)정책의 효과에 대한 기존 연구는 많지 않다(Herd, Schoeni & House, 2008).

본 연구의 연구 대상인 고령층의 경우, 노동시장에 더 이상 참여할 수 없기 때문에 자산소득 외 다른 종류의 소득은 스스로 만들어내기 어렵다. 자산소득 역시 자산의 소유가 전제되어야 하므로 충분한 경제적 자원을 소유하고 있지 못한 저소득노인이나 빈곤노인들은 경제적 불안정 및 빈곤의 위험에 더 많이 노출된다(Marmot, 2006). 이에 대한 정책적 개입으로, 연금제도가 실시되었으나 연금제도의 건강영향에 대한 연구는 일부 국가에서 제한적으로만 수행된 바 있다.

최근 멕시코, 남아프리카공화국 등에서 비기여식 연금에 대한 연구들이 다수 수행(멕시코 - Bando, Gertler & Galiani(2014), Aguila, Kapteyn, & Smith(2014) / 남아프리카공화국 - Schatz et al.(2012), Lloyd-Sherlock & Agrawal(2014) 등)되었으나, 그 외에는 거의 이루어지지 않고 있어 국내에서 참고가 될 만한 연구를 찾아보기 어렵다.

국내에서도 최근 연금의 영향에 대한 연구들이 등장하고는 있지만 그 중 연금이 우울에 미치는 영향에 관한 연구는 Kim, Subramanian & Kwon(2015) 뿐이며 이들은 국민연금이 소득 증가와 소득 변동성(소득분산) 감소를 통해 우울을 감소시켰다고 설명하였을 뿐 그 외의 기제에 대해서는 다루지 않았다. 그 외에 2000년대 들어 도입된 비기여식 연금(기초노령연금 및 기초연금)에 대해서는 주로 소득과 소비, 빈곤율에 대한 효과 등 경제적 관점에서 분석이 이루어졌다(강성호와 최옥금, 2010; 김재호와 정주연, 2012; 석재은 등, 2015 등).

그러나 4대보험 등 일반적인 사회보장의 보호를 받지 못하는 계층에 있어서는 기여식 연금의 효과를 평가하기 어렵고, 한국의 국민연금 수급율은 36.4%<sup>3)</sup>에 지나지 않으므로 기여식 연금의 효과에 대한 평가는 오직 제한된 집단에 한해 가능하다. 오히려 사전납부의 의무가 없는 비기여식 연금이 보다 보편적인 제도로써 기능할 수 있으며, 급속한 고령화 속에서 비기여식연금은 점차 확대되고 있으므로(HelpAge International, 2015) 이에 따른 건강효과를 평가하는 것은 경제적 자원-건강의 관계에 중요한 시사점을 제공할 것이다.

---

3) 2015년 기준으로, 국민연금 수급률은 36.4%, 공무원연금 수급률은 3.5%, 사학연금 수급률은 0.5%이다. (국민연금공단, 2015; 공무원연금공단, 2015; 사학연금공단, 2015)

### 3) 한국의 중·고령자

연령이나 생애주기에 따라 개인(가구)의 경제적 필요도, 개인의 경제적 자원에 대한 접근도가 달라진다. 따라서 개인의 경제적 상태가 개인의 건강에 미치는 영향은 연령·생애주기에 따라 달라질 수 있다.

한국의 중년층의 경우, 부모 부양과 자녀 양육의 이중 부담을 지고 있는 동시에 스스로의 노후 준비도 해야 하기 때문에 이들의 경제적 필요는 상당할 것이다(조선일보, 2017.03.22.). 한국의 가구 소득 중 65% 정도가 근로소득이기 때문에(통계청·한국은행·금융감독원, 2015), 경제적 필요를 충족하기 위해서는 이들에 대한 안정된 일자리 보장이 필수적이다. 하지만 이들이 마주하는 현실은 정반대이다. 한국인은 평균적으로 52-53세에 주된 일자리에서 물러나게 되며(중앙일보, 2015.05.06.), 정년까지 일하는 비율은 7.6%로 10%도 채 되지 않는다(이데일리, 2015.08.17.).

임금근로자들은 생애 주된 일자리에서 퇴직하거나(30-40대) 은퇴한 이후(50대), 절반 가량(48.7%)이 자영업으로 전환한다(현대경제연구원, 2015). 그런데 자영업으로의 전환은 재취업이 되지 않는 상황에서의 대안(비자발적 창업이 80% 이상)이므로 노동생산성이 높지 않다(헤럴드경제, 2015.08.11.; OECD, 2015). 불가피한 상황에서의 생계형 창업이 많지만 소상공인들의 월 평균 영업 이익은 187만원에 불과하며 그 중 56%는 월평균이 100만원 미만이었다(중소기업청, 2013). 낮은 소득에 더해, 자영업자는 경기악화의 영향을 크게 받고, 대출과 상환 부담도 높은 편이다. 이 때문에 한국의 자영업자의 폐업률은 지난 10년간 75%(2012년 기준), 창업 3년 이내 폐업 비율은 47%이다(KB금융지주경영연구소, 2012). 중장년층에서 자영업에 뛰어드는 사람이 많은 만큼 부도 비율도 이 연령대에서 높게 나타난다. 금융결제원의 2014년 당좌거래 정지 현황 자료에 따르면 부도난 자영업자 중 75%가 50-60대이다(헤럴드경제, 2015.01.09.).

주된 일자리에서의 퇴직이나 은퇴 이후 재취업 역시 안정적이고 양질의 일자리를 보장하지는 않는다. 재취업에서 절반 가량은 임시일용직에 취업하고, 1/3정도는 생계형 자영업이나 단순 노무직으로 이동한다(통계청,

2011). 모순적이게도, 경제적 필요가 가장 큰 중장년층에서 소득불안정 문제가 극단적으로 나타나고 있는 것이다.

고령자에서의 경제적 문제는 더욱 심각하다. 우리나라 고령자 가구의 절반 가량(49.6%)은 전체 가구 중위소득의 절반에도 미치지 못하는 상대적 빈곤상태이다(OECD, 2015). 한국에서 노후 대비가 잘 되어 있는 가구는 8.8%로, 10명 중 9명은 뚜렷한 노후 대책이 없다(통계청, 2016a). 이 때문에 주된 일자리에서 물러나더라도 그대로 은퇴하기보다는 제 2차 노동시장<sup>4)</sup>으로 이동하는 경우가 많다(박경숙, 2003). 한국 노인의 소득에서 근로소득이 차지하는 비중은 63%나 되며, 공적 연금의 비율은 16.3%에 불과하다(한겨레, 2015.05.12.). 한국의 공적 연금은 그 역사가 길지 않고 지급 수준이 충분하지 않아 고령자 가구의 소득수준·빈곤여부는 여전히 경제활동 여부에 따라 매우 달라진다(경제활동참여인구 빈곤율: 34.7% vs 비경제활동 참여인구 빈곤율: 68.8%(OECD, 2011)). 그러나 고령층의 고용 여건은 중년층보다 더 열악한데, 비정규직의 비중이 무려 67.3%를 차지한다(통계청, 2016b). 노동시장에의 참여가 제한적인 고령층조차 - 자산소득을 얻을 수 있는 일부를 제외하고는 - 안정적인 소득원이 부재한 상황이다.

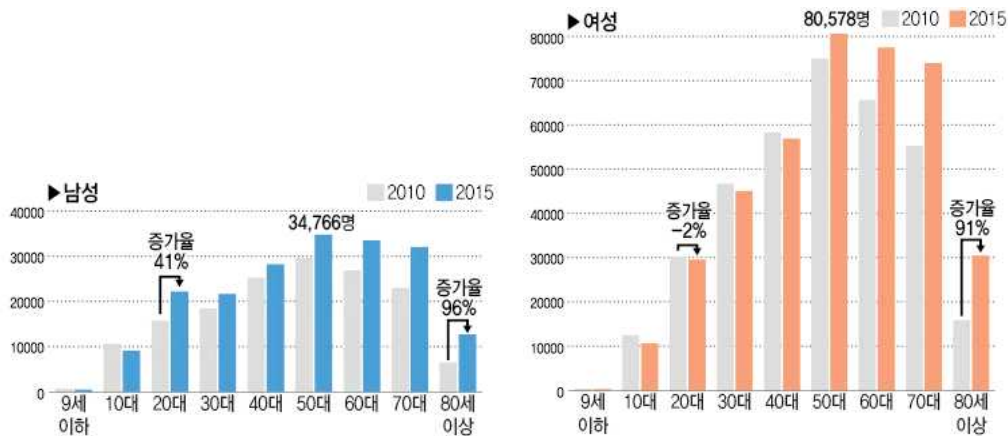
은퇴 후 노동력을 잃게 된 노인들은 빚에 의존하거나 단순노무직 등 취약한 일자리에서 일하며 생계를 해결한다. 경제적 문제에서 어려움을 겪거나 건강이 좋지 않은 노인들은 가족들에게 짐이 된다는 죄책감이나 우울감에 시달리는 경우가 많고, 실제로 65세 노인 10명 중 3명은 우울증을 앓고 있는 것으로 나타났다(한국보건사회연구원, 2015). 노년층이 생각하는 가장 큰 과제가 건강과 경제적 문제인 점을 고려할 때, 경제적 불안정이 이들 연령층에 미치는 영향은 상당할 것으로 생각된다.

이러한 중고령층의 열악한 경제적 상황들은 이들의 정신건강 문제와 관계가 있는 것으로 보이며, 최근의 거시경제 상황 악화와 함께 우울증 환자 증가 추세는 위와 같은 연관성을 뒷받침한다.

---

4) 1차시장은 고임금 등 양호한 근로조건과 승진 기회 등이 보장된 숙련자 중심 시장이며 2차시장은 저임금 등 열악한 근로조건과 승진기회 등이 결여된 비숙련자 중심의 시장을 의미한다 (Reich, Gordon & Edwards, 1973).





<그림 1> 2010-2015 남성 및 여성 우울증 환자 현황(국민건강보험공단, 2016)

국민건강보험공단(2016)의 자료(<그림 1>)에 따르면 2010년 이후 남성은 모든 연령대에서 우울증 환자가 증가하였고, 여성은 50대 이상 연령에서 우울증 환자가 증가하는 모습을 보였다. 중년층 이상 연령대에서는 남성과 여성 모두에서 우울이 증가하였으므로 중년층 이상에서 우울의 위험에 대한 분석이 필요할 것으로 보인다.

정신질환에 대한 사회적 낙인 때문에 국내에서는 우울증을 인지·치료하는 비율이 낮고(한국경제, 2016.12.12), 특히 50대 이상 남성은 자존심 때문에 치료를 받지 않는 경우가 많음을 감안한다면 실제 우울증에 시달리고 있는 비율은 더 높을 것으로 예상된다. 중년 남성들은 치료받을 시기를 놓치거나 치료를 꺼리다가 자살 등 극단적인 방법을 선택하기도 한다(한겨레, 2014.09.23.; 국민일보, 2011.09.20.)<sup>5)</sup>.

위와 같이 중·고령자 집단에 대한 부정적인 사회환경의 영향은 증가하고 있으나, 최근까지 중년층의 우울에 대한 관련요인 연구는 중년여성을 대상으로 한 연구(이삼순과 최원희, 2006)가 대부분이며 지역사회 내 건강한 중년층을 대상으로 하는 연구는 찾아보기 어려웠다(최미경과 이영희, 2010). 본 연구는 중·장년층 전체에 대한 정신건강 분석이라는 점에서 의의가 있으며, 중·장년의 연속선상에서 고령자 집단을 함께 다룬다.

5) 2013년 사망원인통계(통계청, 2014)에 따르면 남성 전체 자살률은 10만명당 39.8명이지만 50대는 58.0명을 기록, 전년 대비 8.9%가 증가하였다.

## 2. 연구목적

중년층 이상 연령집단에서의 낮은 경제적 안정성은 이들의 우울 수준 및 기타 정신건강에 영향을 미쳤을 것으로 예상되나, 이와 관련된 연구는 국외에서 주로 이루어졌다. 호주의 성인들을 대상으로 한 Rohde et al.(2016)의 연구는 경제적 불안정의 일반적인 요소들이 정신건강에 부정적 영향을 준다는 것을 확인하였다. 그러나 이들의 연구에서는 영향의 크기를 확인하는 데 집중하였을 뿐 정책적 함의를 이끌어내는 등 시사점 도출이 부족하였다. 또한 사회보장제도와 국가의 경제 상태와 같은 맥락이 상이한 우리나라에서는 경제적 불안정의 영향이 이들의 연구와 다른 양상으로 나타날 가능성이 있으므로 이에 대한 확인이 필요하다. 기존 연구에서는 대부분 연령에 대한 고려 없이 성인 전체를 대상으로 하여 통계적 분석을 진행하였으나, 본 연구에서는 중장년 남성들의 경제적 스트레스 수준을 고려하여 이들에 대한 별도의 추가분석을 수행하였다.

또 경제적 불안정에 대한 사회적 대응으로써 연금제도의 효과를 확인하는데, 노동시장에의 재진입이 어려운 노인층에 대한 공적이전소득(연금제도)이 정신건강을 개선하는지를 확인하였다. 특히 본 연구에서는 공적부조 방식으로 지급되는 비기여식 연금의 효과를 분석함으로써 추후 관련정책에 대한 함의를 제공한다. 구체적으로 본 연구가 목적하는 바는 다음과 같다.

- 1-1. 기존 문헌 고찰을 통해 구성된 모형 내 경제적 불안정의 하위 요소들 가운데 한국의 중·고령자에게 유효한 요인들을 확인한다.
- 1-2. 하위집단 분석을 통해서 연령, 성별 등에 따라 경제적 불안정의 영향이 다르게 나타나는지 확인한다.
- 2-1. 공적 연금제도 중 비기여식 연금이 수급자의 정신건강에 미치는 영향을 확인하고 그 기제를 설명한다.
- 2-2. 수급자 유형별로 비기여식 연금의 효과가 다르게 나타나는지 확인한다.

## II. 이론적 고찰

본 연구가 설정한 주된 설명변수는 경제적 불안정<sup>6)</sup>이며, 주목한 정신 건강 지표(결과변수)는 우울과 자살생각이다. 본 장에서는 1) 경제적 불안정에 대한 선행연구들을 고찰하여 경제적 불안정의 개념을 종합하며 경제적 불안정의 하위 요소·층위·영역(dimension)등을 제시하고 본 연구에 적용한다. 다음으로 2) 경제적 불안정의 발생과 그 결과, 더 나아가 건강에 대한 영향을 살펴보고 3) 경제적 불안정에 대응하는 사회적 개입에 대해서도 함께 살펴본다. 또 4) 결과변수로서 정신건강이 갖는 의미와, 병인론, 실제 분석에서 사용할 정신건강 측정지표들을 제시하고 5) 경제적 불안정과 경제적 불안정에 대한 대응책, 그리고 정신건강의 관계에 대한 모형을 구성한다.

### 1. 경제적 불안정이란 무엇인가

경제적 불안정은 경제 영역에서의 움직임(change/variability/variation/volatility)을 일컫는 용어라고 할 수 있다. 개인 또는 가구의 경제적 상태를 측정하는 가장 대표적인 지표인 소득을 예로 들어보면, 소득은 한 시점의 ‘수준’과 ‘변화 양상(dynamics)’의 두 가지로 나누어볼 수 있다. ‘경제적 불안정’이라는 개념은 그 ‘수준’에 초점을 맞추었던 기존의 접근과 달리 시간적인 변동이나, 변화 양상 등을 중심으로 접근하고자 하는 관점이라고 할 수 있을 것이다.

경제적 불안정은 사람들의 공식적이거나 사적인 삶에서 매우 중요하고, 사회적으로나 정치적으로도 매우 중요한 개념이며(Anderson & Pontusson, 2007; UN, 1948) 최근 정책적 논의에도 많이 등장하고 있다(Bossert &

---

6) 연구의 초점은 경제적 불안정과 연금제도의 영향을 밝히는 데 있으나, 연금제도에 대해서는 개념적 정립이 별도로 필요하지 않으므로 개념에 대한 고찰은 경제적 불안정에 대해서만 실시하였다. 또한 연금제도는 경제적 불안정 개념 내에서, 사회적 차원의 대응책에 속하므로 개념적으로는 경제적 불안정의 하위 수준에 있다고 할 수 있다.

D'Ambrosio, 2013). 그러나 그 사용 빈도에 비해 개념적 정의에 대해서는 학문적으로 엄밀하게 탐구되지 않고 있으며(Mughan, 2007), 실질적인 정의나 조작적인 정의 모두 모호하거나 매우 다양하게 정해진다(Anderson & Pontusson, 2007; Mughan, 2007). 때로는 일반적인 불안정의 속성을 함께 가지는 것으로 통용되거나, 빈곤이나 저소득과 혼동되어 사용되기도 한다.

이에 대해서는 경제적 불안정이 감정적이고 주관적인 요소들을 많이 포함하고 있고(UNDESA, 2008) 다면적인 주제이기 때문에 모든 이들이 합의하는 공식적인 정의를 구성하기 어렵다(Bossert & D'Ambrosio, 2013)는 주장도 있으며, 이 때문에 기존의 연구에서는 개념을 깊이 있게 다루기보다는 조작적인 정의나 연구에서 사용하는 변수(측정방법)에 대해 상술하는 경향이 있다(Rohde et al., 2016). 이로 미루어볼 때, 경제적 불안정의 개념을 파악하기 위해서는 기존 연구에서 사용된 조작적 정의나 측정된 개념을 폭넓게 검토하고 이에 기반한 재개념화가 필요할 것으로 보인다.

## 1) 경제적 불안정 개념에 관한 고찰

선행연구를 검토하면서 발견한 주요 쟁점들을 중심으로 경제적 불안정의 개념을 정리한다.

### (1) 객관적 상황과 주관적 인식

경제적 불안정(economic insecurity)은 다양한 형태로 드러나는 물질적인 웰빙을 의미하는 포괄적 용어이며 - 연구질문에 따라 - 용어의 의미의 범위는 물질적 웰빙에 대한 전반적인 느낌이나, 직업과 관련된 걱정이나 개인의 재정적 상황의 변화에 대한 평가를 의미하기도 한다(Anderson & Pontusson, 2007). 경제적 불안정을 다룬 많은 문헌 중 일부(Western et al., 2012; UNDESA, 2008; Islam, 2009)를 제외하고 대부분의 문헌에서 인지·감정 등 주관적 요소를 강조하고 있었다(<표 1>).

선행 연구(Western et al., 2012; Burgoon & Dekker, 2010; Mughan,

2007 등)에서 사용된 경제적 불안정의 공통점을 정리해보면, 부정적인 경제적 사건에 대한 노출이나 그 노출에 대한 위협으로 인해 유발되는 걱정이나 우려 등을 경제적 불안정이라고 한다. 즉, 경제적 위협의 실질적인 발생이 유발하는 부정적 결과에 더해, 그 발생의 불확실성에 대한 우려(Stiglitz, Sen & Fitoussi, 2009)까지를 포함한다. 경제적 불안정은 인지된 위협과 실제 위협의 교차점이므로(Jacobs, 2007), 개인의 인지적 측면과 함께 객관적인 사건을 함께 고려하는 것이 논리적으로 타당하다. Burgoon & Dekker(2010)는 경제적 불안정 개념을 객관적인 사건의 차원과 주관적인 경험이나 인식의 차원으로 구분하기도 했다.

선행연구에서 정의한 경제적 불안정은 크게 세 단계로 나누어볼 수 있다. 먼저 객관적으로 실재하는 경제변수의 변동성·이동성이다. 소득의 변동성(income volatility), 직업의 이동성(insecure job/job mobility), 자산 수준의 변동 등을 측정 변수로 사용하였다.

다음은 인지된 경제적 불안정으로 - 직업적 불안정에 대한 연구에서 실질적인 고용불안정을 통제한 이후에도 고용 불안정에 대한 인식이 정신 건강에 부정적인 영향을 미친 것과 동일하게 - 경제적 불안정에 있어 실제적인 부정적 사건의 발생 외에 개인의 인식이나 지각이 중요한 역할을 할 것이다. Anderson & Pontusson(2007)이 정의한 바와 같이 경제적으로 불안정해질 가능성에 대한 개인의 예상치(estimate)를 의미한다.

마지막으로 감정적/정서적인 단계이다. 대표적인 것이 Osberg (1998)의 정의인데, 그는 경제적 불안정을 경제적 안정의 부족으로부터 나타나는 걱정으로 정의했다. Kopasker, Montagna & Bender (2016)에 따르면 ‘인지된 변동성’보다 ‘부정적 경제적 사건에의 노출 가능성이나 경제적 어려움으로부터의 회복 어려움에 대한 예상이 유발하는 근심/걱정(Bossert & D'Ambrosio, 2013)’이 경제적 불안정에 주된 역할을 한다. 따라서 경제적 불안정에 대한 주관적 지표 설정 시에 인지 뿐 아니라 감정적인 지표를 구분하여 설정할 필요가 있다.

개념적으로는 경제적 불안정이 개인이 느끼는 우려(anxiety)나 부정적인 사건이 일어날 확률에 대한 주관적인 평가로 정의된다 하더라도, 현실에서는 주관적 인식이나 감정에 대한 자료를 이용하는 것이 불가능하다<sup>7)</sup>. 따라서 현실에서는 주관적 인식이나 감정에 대한 지표들을 객관적 상황에 대

한 측정지표로 대체하여 분석을 실시하게 되므로 실증분석에서는 객관적 지표나 주관적 지표의 구분이 사라진다(Osberg, 2010). 두 가지 지표를 구분하는 대신, 객관적인 위험(지표)이 (위험에 대한) 주관적인 평가를 정확하게 예측할 수 있다고 가정하였다(Osberg, 2010). 즉, 개념적 정의에서 주관적 측면을 강조한 것과 달리 실제로는 객관적 상황에 대한 변수들이 사용되고 있었다(Osberg, 2015). 본 연구에서도 자료원의 한계 등을 고려하여 객관적 상황에 대한 변수를 주로 사용하며, 주관적 인식이나 감정에 대한 변수를 추가적으로 보완하였다.

---

7) 대규모로 조사되는 2차 자료 가운데 경제적 영역에서의 주관적 인식이나 감정에 대한 항목이 포함된 설문은 많지 않기 때문이다.

<표 1> 경제적 불안정의 개념 구분: 객관적 상황과 주관적 인식

연구자(년도)	정의	비고
[객관적 차원]		
Western et al.(2012)	삶에서 불확실한 사건들을 맞닥뜨렸을 때, 근로자나 가구가 직면하게 되는 경제적 손실의 위험(risk)	불확실성
UNDESA(2008)	개인·지역사회·국가의 부정적 사건(adverse event)에의 노출과 그들의 대처/복구 불가능에 기인	사건에의 노출 뿐 아니라 대처 능력 고려
Islam(2009)	빈곤선 아래로 하락하도록 하는 부정적 소득 충격에 대한 취약성 * ‘취약성’: 위험에 노출된 개인에게만 관련됨(Osberg, 2010)	
[주관적 차원: 인식]		
Burgoon & Dekker(2010)	객관적인 경제적 ‘위험’에 대한 근로자의 경험이나 판단. 걱정(worry)이나 고통(suffer)을 유발(Sverke & Hellgren, 2002) * 객관적 경제적 위험: 실직, 장기간의 미취업, 빈곤상태전락	객관적 ‘위험요소’와 주관적 인식(‘불안정’) 구분
Dominitz & Manski(1997)	경제적 불운(misfortune)에 대한 개인의 인식	Dominitz & Manski(1996) 참고
Jacobs(2007)	인지된 위험과 실제(경제적)하락 위험의 교차점(intersection)	주관적 인식×객관적 실체

[주관적 차원: 감정, 평가]		
Mughan(2007)	(경제적 안정성은 주기적이고 예측 가능한 소득흐름 요구) 직업적 불안정성·실직의 위험+ 개인이 느끼는 직업적 불안정에 대한 두려움·걱정	객관적 위험+ 주관적 평가
Osberg(1998)	경제적 안전성(safety) 부족 - 예컨대 잠재적 경제적 손실에서 보호받지 못함 - 으로 야기되는 우려	
Bossert & D'Ambrosio(2013)	부정적 사건에의 노출과 그 사건으로부터의 극복이 어려울 것에 대한 예상에서 유발되는 우려; 과거(과거의 극복경험-심리적 자원·회복탄력성)·현재(극복에 필요 한 물적 자원; wealth; buffer stock)·미래(미래사건에 대한 우려) 모두 관련	Jacobs(2007), UNDESA(2008), Stiglitz, Sen & Fitoussi(2009) 정의 합성·요약
Rohde et al.(2016)	개인이 미래의 재정적 상태에 대한 위협 - i.e., 실직, 질병, 은퇴, 사별, 범죄 등 - 을 인지할 때 느끼게 되는 스트레스나 우려	Bossert & D'Ambrosio(2013), Hacker(2006), Osberg(1998) 등의 견해 반영
Stiglitz, Sen & Fitoussi(2009)	미래 상황에 있어서 물질적인 조건의 불확실성 (경제적 불안정이 때때로 스트레스나 우려(anxiety) 유발함)	불확실성; 스트레스·우려 유발



## (2) 외부적 사건과 내부 능력

경제적 불안정 개념과 관련된 또 다른 쟁점으로는 사건 발생의 내·외 부성에 대한 구분이 있다. 대처능력과 무관하게 발생하는 외부적 사건으로서의 경제적 불안정을 개념화하는 연구가 있는 반면, 어떤 경우에는 부정적 사건의 발생과, 개인의 대처불가능의 상황이 함께 일어나 경제적 불안정이 나타난다고 주장한다(UNDESA, 2008). 조금 다르게 표현하자면, 경제적 불안정 발생의 절대성과 상대성이라고 볼 수 있을 것이다.

Anderson & Pontusson(2007)과 Bossert & D'Ambrosio(2013)의 정의에서도 실직 등 부정적 사건이 발생했을 때 그에 대한 개인의 대처 능력에 대해 언급하고 있다. 동일한 사건이 발생하더라도 개인이 그를 완충할 수 있는 능력이 있는지 여부 그리고 대비 수준에 따라 경미한 위협일 수 있고 생계유지가 어려울 정도로 심각한 영향을 줄 수도 있다. 따라서 부정적인 사건에 있어서, 객관적인 그 실체 외에 개인이 인식하는 위협의 수준이나 개인의 대처능력과 비교했을 때의 과급효과의 정도 등이 중요하게 작용한다고 볼 수 있다.

본 연구에서는 개념 정의에 개인의 대응능력을 포함하지는 않았으나, 실증분석에서 이를 고려하기 위해 완충재의 역할을 할 수 있는 가구의 소득 및 자산 수준, 자가 여부 등을 분석모형에 통제변수로 포함하였다. 자산은 갑작스러운 경제적 위험 상황에서 완충재(buffer stock)로 사용될 수 있고, 특히 한국에서 자가 여부(살고 있는 집의 소유 여부)는 매우 중요한 지표가 될 수 있다.

## (3) 직업적 불안정, 소득 불안정, 그리고 그 외 영역

경제적 불안정의 이론적 개념 뿐 아니라 실제 측정에서 포함하는 영역 또한 중요한 쟁점이다. 개인은 다양한 경제적 위험에 노출됨에도 불구하고, 기존 연구에서는 다수가 노동시장의 불안정성·직업적 불안정을 주로 다루고 있었다(Rohde et al, 2016). 이는 근로소득이 총 가구소득의 과반수를 차지하는 현대사회의 특성을 반영한 것으로 보이며, 경제적 불안정에

근로의 지속성을 함의하는 고용안정성이 중요한 역할을 할 것으로 보인다.

경제적 안정에서는 정기적이고 예측가능한 소득의 흐름이 중요한데, 대부분의 경우 근로소득이 가계 소득의 주요한 부분을 차지하므로 안정적인 직업적 상태는 경제적 안정과 긴밀히 연결된다(Mughan, 2007). 따라서 직업적 불안정 또는 실직의 위험은 경제적 불안정의 개념화에서 중요한 역할을 하며, 때때로 동일하게 취급되기도 한다(Osberg, 1998).

그러나 직업적 불안정을 이용해 경제적 불안정을 측정하는 것은 몇 가지 중요한 제한점이 뒤따른다. 먼저, 직업적 변동 뒤에는 다양한 요소들이 작용하므로 - 예컨대, 자발적인 이직, 건강상의 문제, (여성의 경우) 결혼이나 출산 등 경제적 불안정의 다양한 이유, 그리고 일자리의 부족과 같은 외부적 요인 - 직업적 불안정은 다면적인 성격을 내포한다(Anderson & Pontusson, 2007). 따라서 모든 상황에서 고용형태가 노동시장의 불안정성을 대변하는 것은 아니며, 예컨대 근로자가 자신의 학업이나 양육, 여가생활 등을 이유로 비정규직/시간제 근로를 자발적으로 선택한다면 불안정 노동으로 간주하기 어렵다. 그러나 대부분의 설문에서는 고용형태의 자발성을 조사하고 있지 않아 이를 반영하기 어렵다. 즉, 직업 상태에는 경제적 고려 외에 다양한 요인들이 작용하기 때문에, 직업적 불안정이 경제적 불안정의 측정도구로 사용되는 것은 적절하지 않다.

그리고 직업적 불안정은 전체 인구집단을 하나의 위계로 포괄하기 어렵다. 예컨대 자영업자 및 고용주는 임금근로자와는 전혀 다른 속성을 가진다. 또한 인구집단의 특성에 따라 근로 소득 외에 이전소득이나 자산소득(이자소득이나 지대 등)이 주를 이루는 경우도 있을 것이므로 직업적 불안정에만 집중하는 접근방법은 전체 인구집단에 적용하기 어렵다. 또 비공식적인 노동시장으로 이동한 경우, 분석 사례에서 이탈할 위험이 있고 분석 기간이 길어지는 경우 고용지위에 대한 추적 조사가 어려우며 이 때문에 분석 사례의 수가 제한될 가능성이 높아진다.

또 실직이 정신건강에 부정적 영향을 미치는 것이 소득의 안정성 저하가 아닌 다른 기제를 통한 것일 수도 있다. 따라서 경제적 불안정을 측정하는 데에 직업적 불안정에 대한 객관적 지표만을 사용하는 것은 적절하지 않을 것이며 개인이 인식하는 주관적 상태 등에 대한 고려가 추가적으로 필요하다. 한 예로, Hellgren, Sverke & Isaksson(1999)은 실직이 부정적

영향을 미치는 이유는, 소득의 상실이나 이전 직장동료와의 관계 등이 아니라 더 이상 일을 하지 못하는 데 대한 두려움 때문이라고 주장하였다<sup>8)</sup>.

직업적 불안정 외에 연구가 많이 진행된 분야는 소득 변동성에 관한 연구이다. 이 또한 적절한 측정지표 설정의 어려움 등 분석상의 어려움이 있지만 직업적 불안정보다 (소득 변동성 지표를 이용한) 소득 불안정이 보다 포괄적인 경제적 불안정을 대변할 수 있다(Bævre & Kravdal, 2014). 경제적 불안정을 보다 포괄적으로 측정하기 위해서는 직업이나 소득 외, 예컨대 주거 불안정, 생활의 불안정성, 영양섭취 불안정 등에 대해 함께 다루기 위해서, 포괄적인 물질적 결핍을 반영하는 지표(경제적 어려움의 경험)를 지표에 포함할 필요가 있으며 이는 주거 상태나 가족(가구) 형태를 통해서도 일부 측정 가능하다.

#### (4) 개인(가구)과 인구집단

경제적 불안정의 영향에 관한 연구 중 소득 변동성을 이용한 연구는 Moffitt & Gottschalk(1995) 류의 인구집단 전체를 단위로 한 시계열 분석이 많으며, 개인이나 가구 단위의 분석은 상대적으로 적다(<표 2>). 불안정이라는 개념 자체가 변량을 나타내는 개념이므로, 횡단적 분석을 위해서는 인구집단을 단위로 하는 분석이 용이하였을 것으로 생각된다. 그러나 이 경우 개인의 소득이 하나의 관측 값으로만 사용되므로 변량(variation)은 개인 단위에서 계산될 수 없다.

인구집단을 단위로 하는 지표(aggregate indicator)는 개인에 대한 적용이 어렵고 생태학적 오류를 발생시킬 가능성이 있으므로(Ess & Sudweeks, 2001) 개인이나 개별 가구 수준에서의 지표를 사용할 필요가 있다. 본 연구에서는 개인(또는 개별가구) 지표를 사용하고, 개인 및 가구 수준을 함께 고려할 수 있는 다수준 모형<sup>9)</sup>(Multi-Level Model)으로 분석하였다.

8) 본 연구에서는 직업적 상황 외에 포괄적인 경제 상황에 대한 인식을 반영하고자, 가구소득에 대한 만족도와 경제적 이유로 인한 우려·갈등 변수를 감정적 지표로 사용하였다.

9) 다수준 모형(Multi-Level Model)은 위계적 모형(Hierarchical Model), 혼합모형(Mixed Model) 등 다양한 이름으로 불리나 개념적으로는 동일한 모형을 지칭한다. 분석방법에 대해서는 연구방법 부분에서 상술하도록 한다.

<표 2> 경제적 불안정의 측정 수준

연구자(년도)	측정	비고
Catalano(1991)	undesirable job or financial experiences: losing job or income, or being unable to pay one's bill	다면적 속성을 고려하지 못함
Stiglitz, Sen & Fitoussi(2009)	the share of the population facing the risk of poverty	인구집단 수준의 지표
Hacker et al.(2010)	the population share who experience at least a 25% drop in disposable family income who lack an adequate financial safety net	인구집단 수준의 지표
ILO(Bossert & D'Ambrosio, 2013)	a weighted average of the scores achieved in 7 specific forms of insecurity	
IEWB(Index of Economic Well-Being)(Osberg & Sharpe, 2012)	UN 인권선언 25조의 각 상황(실업, 질병, 배우자와의 사별, 노령)에 대한 개별 지표를, 해당 위험에 노출되는 인구집단의 상대적인 크기를 반영해 가중합을 구하여 사용	

## 2) 경제적 불안정의 측정과 적용

본 연구에서 사용하는 경제적 불안정은 개념적으로는 기존의 논의들을 포괄하는 접근을 사용하고 있으나, 실제 측정에 있어서는 한계점이 존재한다. 계량분석에서 사용할 변수 선정 시에 이상의 네 가지 쟁점 중 첫 번째인 경제적 불안정의 객관적·주관적 측면에 초점을 맞추었다. 두 번째 쟁점인 개인(가구)의 대응능력은 모형의 통제변수에 추가함으로써 실제분석에만 반영하였고, 세 번째와 네 번째 쟁점은 측정지표와 관련된 문제이므로 이와 관련해 본 연구에서의 측정 영역(소득 및 물질적 결핍)과 수준(개인·개별 가구 수준)을 명확하게 제시하였다.

구체적으로는 변수 설정에 Osberg(2015)가 제안한 측정의 원칙을 고려하였는데, 객관적 사건부터 개인의 감정적 결과까지 폭넓은 지표를 사용하였고(Stiglitz, Sen & Fitoussi, 2009), 당해시점의 소득, 자산, 자가 여부 등을 모형에 포함함으로써 개별 가구가 가지고 있는 (경제적 위험에 대한) 보호재의 혜택(benefit of insurance)을 반영하였다. 또한 이론적 개념과 직관적으로 연결되는 측정 지표들을 설정하여, 의사소통가능성(communicability)을 높였다.

또 불안정을 측정할 때에 그 지표(proxy)는 (i) 스트레스를 유발하는 경제적 위험을 나타내고 (ii) 과거에 기반하기 보다는 미래의 상황을 반영해야 하고, (iii) 개인의 성향이나, 주어진 위험에 대한 태도의 차이를 나타내는 것이 바람직하다(Rohde et al., 2016). 그러나 이 조건들을 모두 만족하는 지표는 개인을 대상으로 한 주관적 설문조사 결과 뿐이므로(Rohde et al., 2016) 자료의 가용성이 낮다. 따라서 본 연구에서는 이 세 가지 조건 중 (i)을 가장 중요한 선택 조건으로 사용하였고, 미래의 상황 역시 과거의 경험에 비추어 판단하거나 인식한다는 점을 고려하여 (ii)는 주요하게 고려하지는 않았다. (iii)의 조건은 주관적 지표를 인식적 및 감정적 지표로 세분화함으로써 반영하였다. 경제적 불안정의 객관적 요소 및 주관적 측면은 상호 영향관계가 있으나 분석의 지표를 설정할 때에는 이 관계에 대해 반영하지 않으며, 다만 다중공선성의 위험을 방지하기 위해서 각각의 지표에 대해 별도의 통계분석을 실시하였다.

고용불안정의 요소를 구체화한 Anderson & Pontusson(2007)의 접근

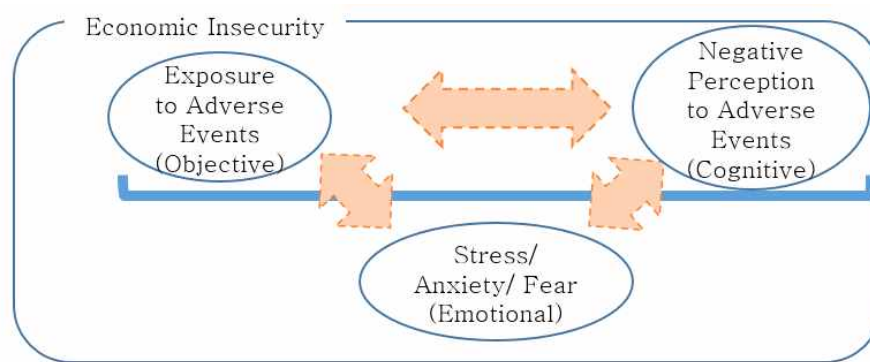
을 경제적 불안정을 설명하는 데 응용해보면, 경제적 불안정의 객관적 측면의 하위요소는 거시경제 상황, 개인의 재정적 속성, 개인을 보호하는 제도적 장치로 구성되며, 다음단계인 인지적(cognitive) 측면은 경제적 불안정 상태에 놓일 확률에 대한 인식일 것이며, 최종 단계인 감정적(affective) 측면은 미래에 대한 걱정, 불안, 스트레스 등으로 구성될 것이다. 이 때 개인의 인지는 개인의 감정적 상태에 주요한 결정요인으로 작용하게 된다(Borg & Elizur, 1992).

이론적으로 혹은 산술적으로 각 지표들을 어떤 식으로 조합하고 어느 지표에 얼마만큼의 가중치를 주어야 하는가에 대해서 학술적·이론적 합의가 충분히 구축되어 있지 않으므로, 본 연구에서는 선정된 지표들 각각의 영향력을 확인하는 방식을 취하였다. 이는 Rohde et al.(2016)이 사용한 접근과 동일한데, 지표 합성에 있어 합의가 되지 않은 현재 상황에서는 가장 타당한 방식으로 생각된다. 본 연구에서 선정한 구체적인 측정변수에 대해서는 다음 절에서 상술한다.

경제적 불안정의 영역에 있어서는 소득·자산·직업관련 및 그 외분야로 나눌 수 있고 영역에 따라 다양한 지표가 사용되고 있다(<표 3>). 그 외에 분석 수준(미시/거시)이나 관점(전향적/후향적)에 따라 지표를 세분화할 수 있는데 미시적 차원에서는 개인의 소득, 직업 등이 영향요인으로 작용하나, 거시적인 차원에서는 GDP, 복지제도 등이 경제적 불안정에 대한 인식(인지)에 영향을 주었다(Mau, Mewes, & Schöneck, 2012). 각 연구에서 사용한 경제적 불안정의 개념을 구성의 단계(객관적·인지적·감정적), 영역(소득·직업·그 외), 분석의 수준(거시·미시) 등에 따라 구분하면 <그림 2>와 같다. 이와 같이 다양한 개념적 정의는 지표사용과 지표-거시경제 관계의 다양성을 야기한다(Kopasker, Montagna & Bender, 2016).

<표 3> 경제적 불안정 측정변수의 분류

구분	객관적	인지적	감정적
소득 · 자산	<ul style="list-style-type: none"> <li>- income volatility (Rohde et al., 2016)</li> <li>- bankruptcy(Kalleberg, 2009)</li> <li>- loss through family dissolution, crime or widowhood (Western et al., 2012)</li> <li>- wealth dynamics: L&amp;C(Level &amp; Change) Index (Bossert &amp; D'Ambrosio, 2013)</li> <li>- lack of access to insurance, in particular health insurance (Dominitz &amp; Manski, 1997; Hacker, 2006; Hacker et al., 2010)</li> <li>- risk of poverty(Calvo &amp; Dercon, 2005)</li> <li>- 부채(공과금, 카드값 등을 지불하지 못함)(Meltzer et al., 2012)</li> <li>- 소득하락을 경험할 확률(Rohde et al., 2016)</li> <li>- greater volatility of household incomes, slowdown in wage growth, rising income inequality, a decline in labor's share of national income, a rise in the incidence of long term unemployment or involuntary part-time employment(Millberg &amp; Winkler, 2010)</li> <li>- Senior Financial Stability Index(retirement assets, budgets, health, home equity, housing) (Meshede et al., 2011)</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>- perceived ability to provide necessities, perceptions about whether one's skills are valued in the newly emerging market economy(Linz &amp; Semykina, 2010)</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>- 지출 관련 스트레스(Rohde et al., 2016)</li> <li>- 재정적 불만족 (Rohde et al., 2016)</li> <li>- fear of economic deprivation, fear of not receiving sufficient health care in case of illness(Mau et al., 2012)</li> </ul>
직업	<ul style="list-style-type: none"> <li>- job insecurity (Sverke et al., 2002)</li> <li>- 실직할 확률(Rohde et al., 2016)</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>- 실직과 관련된 염려(Linz &amp; Semykina, 2010)</li> <li>- 근로 관련 스트레스 (ERI 지수)(Meltzer et al., 2012)</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>- 직업적 불안정에 대한 인식(Rohde et al., 2016)</li> </ul>



	Objective	Subjective: Cognitive+ Emotional	
Structure	Negative Economic Disturbance	(Cognitive) Perception/ Anticipation/ Risk of exposure to adverse event	(Emotional) Stress / Anxiety / Fear for coping economic challenge and social exclusion
Dimesion (Area of Index)	Job status / Income stability / Food and Housing Insecurity / Unmet need of healthcare / Financial hardship etc	Job security or quality perception / Social class perception / Probability of losing job or falling in poverty etc	Stress / Anxiety / Fear, Overall satisfaction
Temporal dimension	Prospective / Retropective		
Level of measurement	Macro : macro-economic condition(e.g. country, world-wide) Micro : individual person or household / financial attribute		

<그림 2> 경제적 불안정의 개념



### 3) 실증분석에 사용된 경제적 불안정 지표

이론적·개념적인 접근에서 일부 연구자들은 개인이 처한 경제적인 상황과 그 상황에 대한 개인의 인식의 상호작용이나, 개인의 인식 그 자체가 경제적 불안정이라고 정의하고 있으므로 주관적 지표만을 사용하는 것이 타당해 보인다. 그러나 개인의 인식에 대한 자료는 개인을 대상으로 한 주관적 설문조사 결과뿐이므로 사용가능한 대규모 자료원을 찾기 어렵고, 개인의 상황과 부정적 건강결과 사이의 관계를 해석하기가 어려워지는 문제가 있다. 오히려 인과적 논리의 측면에서, 그리고 해결책의 제시라는 면에 있어서도 객관적 실체와 주관적 반응을 함께 고려하는 것이 타당할 것으로 보인다. 따라서 본 연구에서는 자료의 가용성과 논리적 명확성을 위해 객관적 상황에 대한 지표들과 개인의 주관적 인식이나 정서에 대한 지표를 혼합해서 사용한다. 객관적 지표들을 사용하면 개인의 특성을 덜 반영하게 되지만 (개인이 처한 객관적 상황에 대한) 해석이 용이하고<sup>10)</sup>(Rohde et al., 2016) 보다 많은 자료원을 활용할 수 있는 장점이 있다.

#### (1) 객관적 지표

기존의 논의들 가운데 주요하게 논의된 경제적 불안정의 측면은 직업의 불안정성과 소득의 변동성이었으나, 개념적·이론적 한계나 통계 분석상의 문제를 고려하여 직업적 불안정성은 지표를 설정하지 않았다. 직업 안정성을 지표화하면 - 위계화가 어려운 자영업·고용주를 제외해야 하므로 - 한국의 전체 노동시장을 관찰할 수 없다. 한국 노동시장은 자영업이 27%를 차지하며 이 비율은 OECD 국가 평균의 약 2배에 달한다. 기획재정부

---

10) 객관적 상황에 대한 개인의 주관적 인식은, 상황적 조건 외에 문화적 요소나(Douglas & Wildavsky, 1982; Furedi, 2006) 안정성과 관련해서 개인의 익숙해져 있는(accustomed) 방식이나 불안정성에 대처할 수 있는 능력의 정도(Tulloch & Lupton, 2003; Gerhold, 2009) 등에 따라 달라진다(Mau et al., 2012). 즉, 객관적인 불안정 상황과 주관적 인식은 동치될 수 없으며(Mau et al., 2012) 경제적 불안정에 대한 주관적인 인식을 이용한 분석결과는, 주어진 상황에 대한 순수한 효과라고 해석하기 어려울 수 있다. 다만, 본 연구에서는 경제적 안정의 부재로 인한 염려(즉, 경제적 불안정의 감정적 측면)는 객관적 위험의 변화와 비례한다고 가정한다(Osberg & Sharpe, 2012).

(2013)에 따르면 2012년 취업자 중 1/2은 자영업자이고 이 중 장년층이 50% 이상을 차지하므로 임금 노동자만을 분석하는 경우 상당수의 사례가 손실되는 문제가 있다.

그리고 본 연구에서는 다년도 자료를 분석하기 때문에, 고용지위에 대한 지속적인 자료 수집이 어려우며 이로 인해 발생하는 사례수의 제한 등의 문제를 고려하여 직업적 상태는 변수로 고려하지 않기로 하였다<sup>11)</sup>. 하지만 실질적 은퇴 연령이 늦은 점<sup>12)</sup>을 고려하여 경제활동여부를 통제변수로서 분석모형에 포함하였다.

일부 문헌(Bossert & D'Ambrosio, 2013)에서는 자산의 수준이나 변동성을 고려하기도 하였으나, 이들은 자산이 부정적 사건에 대한 개인의 대처능력을 나타내며, 자산 수준에 따라 개인이 느끼는 불안정의 감정(sentiment)이 달라진다고 가정하였다. 따라서 자산은 경제적 불안정을 직접적으로 나타낸다기보다는 대처능력으로서의 의미가 더 크기 때문에 자산의 변동은 지표로 사용하지 않았고, 자산 수준 역시 개인의 대응 전략이 될 수 있는 점을 고려하여 분석모형에 포함하였다.

소득의 변동성은 가구원 균등화소득을 사용하고, 직전년도와의 차분값(장효진, 2015)을 이용하는 방법과 분석기간 전체에 대한 시간분산(Kim, Subramanian, & Kwon, 2015)을 이용하는 방법 두 가지를 모두 적용하였다. 차분값을 이용하는 방법은 각 시점별로 변수 값을 구할 수 있으므로 패널분석이 가능한 장점이 있지만, 시간적 변동성을 고려하기 위해서는 (소득의) 시간분산을 이용하는 것이 보다 정확할 수 있다. 소득 분산을 이용한 측정은, 소득의 변량을 시계열 혹은 집단의 차원에서 측정하고 추세를 파악하는 데 자주 사용된다. 그러나 산포도 자체가 방향성(증가·감소)을 반영하지 못하므로 이를 보완하는 지표를 함께 사용할 필요가 있다<sup>13)</sup>.

일부 연구에서는 소득의 감소만을 변수화하였으나 Bævre & Kravdal

---

11) 또한 최근 동일 자료원을 이용해 고용안정성-우울 간의 관계를 분석한 연구(Yoo et al., 2016)가 이미 수행되었으므로 해당 지표 분석의 필요성은 높지 않다.

12) 한국 유효 은퇴 연령: 71.1세(남성)/69.8세(여성)(OECD, 2012)

13) 분산의 형태로 변동성을 계산할 때, 먼 과거보다 최근으로 올수록 그 부정적 영향이 커진다고 가정하고 발생시점을 고려하는 연구도 있었으나(L&C index; Rohde et al., 2016) 본 연구는 분석 기간이 길지 않고 다른 보완적인 변수들을 사용하는 패널 분석이 주를 이루므로 소득 감소의 발생시점은 별도로 고려하지 않는다. 다만, 저소득에 노출된 기간을 고려하기 위해 저소득 가구 해당 기간을 연속변수로 포함한다.

(2014)에서는 이 방법의 한계와 오류를 지적하며 소득의 증가와 감소 양 방향 모두를 변수화 할 것과 소득의 변곡성(concavity)을 고려하여 소득의 증가·감소의 역치를 상이하게 설정할 것을 제안하였는데 본 연구에서도 이들의 제안을 따랐다.

한편 소득을 중심으로 하는 빈곤의 측정은 객관성이나 유용성 측면에서 활용도가 높으나 빈곤층 또는 저소득층의 실제 생활상태 및 수준을 온전하게 반영하지 못하는 등의 한계점을 가지고 있다(이선정, 2017). 따라서 소득 외 영역에서 경제적인 불안정으로 인해 발생하는 부정적 경험으로써 ‘경제적 어려움’ 변수를 추가로 고려하였다.

Mau et al.(2012)의 연구에서는 보건의료이용과 관련한 측면까지를 포괄하였으나, 한국에서는 미충족의료와 경제적 불안정은 동일시하기 어려운 측면이 있으므로 본 연구에서는 단독 지표로 구성하지 않고, 경제적 어려움에 대한 경험 중 하나로 포함하였다. 또 저소득에 노출된 시간을 고려하기 위해 분석 기간 중 저소득 가구에 해당하는 기간을 분석에 포함하였다.

## (2) 주관적 지표

Rohde et al.(2016)이 개인의 인지적 측면과 감정적 측면을 주관적 지표(subjective indicator)라는 하나의 항목으로 구분하여 측정한 것과 달리, 세분화된 접근을 위해 Anderson & Pontusson (2007)와 같이 인지적인 측면과 감정적인 측면을 별도의 항목으로 나누었다. 본 연구에서의 자료원인 한국복지패널(KoWEPS)에서는, 경제적 상태에 대한 개인의 인식이나 정서를 조사하는 항목이 없어 다른 항목의 조사 문항을 응용하였다.

### ① 인지적 측면

미래의 불확실성이 증가하면 개인의 소비는 감소한다(Carroll, 1994). 또 본 연구와 유사하게 장년층을 대상으로 한 Pounder(2009)의 연구에서는 사회보장급여와 같이 예측가능성이 더 높은 소득원이 있을 때

가구 수준에서의 소비 수준이 더 높다는 결과를 보고하였다. 따라서 실제로 사용되는 생활비 수준은 개인 및 가구소득의 예측 가능성 및 안정성의 대리지표(proxy)가 될 수 있다.

만약 앞으로의 상황이 불확실해질 것으로 생각되면 개인은 소비를 줄이고 저축을 증가시키려고 할 것이다(예비적 저축). 따라서 개인이 인식하는 최저생활비와 실제 지출 역시 줄어들 것이다<sup>14)</sup>. 특히 개인이 인지하는 최저생활비 수준은 인식적인 차원이므로, 실질적인 가용자원의 수준과 별개로, 미래 소득 불확실성에 의해 보다 직접적인 영향을 받을 것으로 기대된다<sup>15)</sup>.

Christelis et al.(2016)의 연구에서도 개인 수준의 소득 불확실성 및 고용불안정성 등을 밝히는 데 주관적인 기대소비(subjective expectations of future consumption) 수준을 사용하였는데, 실현된 소비(realized consumption)에 비해 내생성 문제를 피할 수 있는 장점이 있다고 설명하였다.

## ② 감정적 측면

경제적 불안정과 관련된 감정적인 측면은 경제적인 상태와 관련된 걱정·우려나 만족도 등으로 측정할 수 있는데, 걱정·우려는 경제적 불안정의 부정적인 면을 대변하는 지표가 될 수 있으며 경제적 만족은 경제적 불안정이 유발하는 부정적 정서와 반대되는 개념으로 볼 수 있다. 우려/갈등을 유발하는 경제적 문제는 소득이나 직접적인 경제적 문제 외에도 가구 구성원의 취업 문제나 주거 문제 등을 포괄할 수 있다. 가구원의 취업에 따른 가구의 부가적인 소득은 가구주의 부담을 덜고, 가구의 경제적 불안정 완화에 기여할 수 있을 것이며, 월세·전세 등 비(非)자가 상태는 경제적 불안정이 초래하는 물리적 결과 중 하나일 것으로 생각되었기 때문이다.

14) 소득 불안정성이 증가하는 위험 상황에서 위험을 대비한 개인 저축을 사용하거나, 다른 가족 구성원이 노동을 공급하는 등 자체적인 보험 전략(self-insurance)을 사용할 수 있기 때문에 (Japelli & Pistaferri, 2010) 가용자원의 수준에 큰 변화가 없을 수 있고 따라서 실제 생활비 지출에 미치는 영향이 작을 수 있다.

15) 본 연구의 일환으로 수행된 질적연구 심층면접에서 수행한 노인 대상 인터뷰에서 “앞으로의 소득이 부정기적으로 발생하는 경우 어떻게 대처할것인지?”를 질문했을 때에도 “생활비를 훨씬 아껴써야 할 것 같다”고 응답했다. 그러나 실제 생활비 소요는 지출의 불가피성 등에 따라 줄어들지 않을 수 있다.

## 2. 경제적 불안정의 발생과 그 결과

### 1) 경제적 불안정의 다면적 발생과 결과

본 연구의 이론적 고찰에서 다루는 경제적 불안정의 영역은 물질적 자원과 연관되는 모든 경제적 영역을 포괄한다<sup>16)</sup>. 경제적 불안정은 빈곤 위험이나 소득 변동성과 연관되며 정부 프로그램이나, 기업에서 제공하는 혜택 또는 비공식적인 지원을 통해서 그 부정적 영향이 다르게 나타날 수 있다(Western et al., 2012).

소득 불안정을 유발하는 실업의 위험은 가구의 소비수준을 감소시키며 저축을 증가시키는데, 이러한 위험대비효과(precautionary effect)는 자산이 상대적으로 적게 축적되어 있는 젊은 계층이나 육체근로자들에게서 크게 나타났다(Benito, 2006). 이는 소득불안정을 완충할 수 있는 자산(wealth; buffer stock)의 유무나 수준에 따라 소득불안정의 영향이 달라질 수 있음을 실증적으로 보여주는 결과이다.

객관적인 조건이 아닌 개인의 인식 수준 역시 동일한 영향을 주는 것으로 나타났는데(Stephens, 2006), Chai & Rohde(2012)의 연구에 따르면 경제적 불안정 수준이 높다고 ‘인지’하게 되면, (자산이 될 수 있는) 내구재(durable)를 구입하기보다는 만약의 상황에 대비하는 저축(precautionary savings)을 더 많이 하게 된다. 이 경우, 자산의 충분한 운용이 어려워지므로 시간이 지남에 따라 자산의 축적이 어려워지며 충분하지 못한 자산 때문에 경제적 불안정에 충분히 대응할 수 없는 문제가 반복적으로 나타날 가능성이 있다.

경제적 필요 수준보다 소득 수준이 낮아지면, 생계에 대한 책임이 있는 가구원(=가구주)이 추가 근로를 하거나(Bluestone & Rose, 1997) 또는 다른 가구원이 경제활동에 더 참여하는 방식으로 대응하게 된다(JECUSC, 2015). 이는 가구주의 파로나 가정 내 돌봄 및 재생산 소홀로 이어져, 개인의 불건강이나 가구 내 질서의 붕괴를 유발할 수 있다. 이러한 가정의 자녀는 부모 자원(parental resources)이 감소하므로, 생애주기적 관점에서

---

16) 그러나 실증 분석에서는 한국의 맥락적 특성을 고려, 직업적 불안정을 제외하였다.

불건강에 노출될 확률이 증가한다(Dubay & Zarabozo, 2013; Traub, Hiltonsmith & Draut, 2016).

또 경제적 불안정 수준이 높아지면 균형 잡힌 식사를 하기 어려워지고, 결과적으로는 충분한 음식을 먹지 못하는 등(Rose, 1999) 영양섭취불안정(food insecurity)을 경험하게 되며 충분하지 못한 영양섭취는 결국 불건강으로 이어진다(Lee & Frongillo, 2001). 만약 충분한 양의 음식을 섭취하더라도 손쉽고 값싸게 구할 수 있는 간편식이나 패스트푸드를 먹게 되므로 비만에 이를 확률도 증가하게 된다(Kenworthy, 2012). 경제적 불안정 상태가 지속적으로 나타나면, 영양섭취 뿐 아니라 고정적인 비용이 들거나 상당한 수준의 가격을 지불해야 하는 주거 영역도 취약해지기 쉽다. 한 지역에 고정적으로 살기가 어려워, (계속되는 이사로) 지역사회에 어울려 살아가기가 어려워지거나 물리적으로 열악한 환경에 놓이게 됨에 따라 건강이 악화될 위험이 있다. 영양섭취불안정과 주거불안정은 가정 내 폭력(partner and sexual violence)과도 밀접한 관련이 있고(Breiding et al., 2017), 성매매여성의 경우 경제적 불안정은 HIV-AIDS 감염의 위험 증가에도 기여한다(Reed et al., 2010). 경제적 자원의 부족이 영양섭취 등 물리적·직접적으로 영향을 줄 뿐 아니라 취약성 증가를 통해 2차적으로 가족 내 관계나 질병 위험에 대한 노출 등에도 영향을 줄 수 있음을 알 수 있다.

경제적인 불안정은 사회적인 관계에도 영향을 주는데, 재정적인 영역에서의 불안정은 사회적 관계를 맺는 데 장애물이 되므로 지역사회 조직에의 참여나 친분관계를 맺는 것을 어렵게 한다(Corman et al., 2012). (경제적 불안정을 극복하기 위한) 근로시간의 연장과 그로 인한 가족과의 관계 단절 등은 개인의 원자화를 유발하고 원자화는 정신적 불안정(psychic instability)과 정신질환의 위험을 높일 수 있다(Hutter, 2000; p.143). 실업 자체는 사회적 관계를 손상시키지 않으나, 경제적 우려나 물질적 결핍을 발생시킴으로써 친구, 가족, 이웃 간의 관계에 부정적 영향을 주는 것으로 나타난다(Sonnenberg, 2013; p.157). 이러한 사회적 관계에 대한 악영향은, 결국 완충재 역할을 하는 사회적 자원의 결핍으로 이어져 경제적 불안정에 대한 취약성을 증가하는 데 기여한다. 예컨대 사회적 자원이 부족한 경우, 급전(emergency money)을 구할 수 있는 능력이 낮다.

이외에도 경제적 불안정은 건강에 영향을 주기도 하는데, 신체적 건강

에 있어서는 통증을 증가시키고 통증에 대한 내성을 감소시키는 경우도 있다(Chou et al., 2016). Chou et al.(2016)의 연구에 따르면 직업을 실제로 잃었거나 과거나 미래 시점의 경제적 불안정을 떠올렸을 때, (경제적 불안정 때문에 인지하게 되는 상황에 대한) 통제력 부족이 통증을 유발시킨다고 설명했다. 이들의 연구 결과를 볼 때, 현재시점의 물질적 자원의 부족이나 압박감이 아닌, 가상의 경제적 불안정 상태(인식)도 신체적 건강에 영향을 주는 것으로 나타나며 이 영향은 정신적 기제를 통해서 나타난다. 따라서 경제적 불안정의 건강에 대한 영향은 물질적인 결핍보다는 안정성의 부재, 통제력 상실 등의 정신적이고 심리적인 차원에서의 영향이라고 볼 수 있을 것이다.

Reeskens & Vandecasteele(2017)는 경제적 불안정이 개인의 well-being에 미치는 영향을 확인하였는데, 경제적 불안정의 속성 중 경제적 어려움은 물질적 경로를 통해 영향을 줄 뿐 아니라 비물질적인 경로에서 물질적 결핍은 정신적 스트레스를 유발하는 등 심리적 기제를 통해서도 영향을 줄 수 있다고 설명했다. 즉, 경제적 어려움(경제적 불안정)은 단기적으로는 주관적 well-being에 부정적 영향을 주고 결국 건강을 해치게 된다.

Lam, Fan & Moen(2014)는 Elder(1985)의 ‘통제의 순환’ 이론을 근거로 불안정한 상태가 well-being에 영향을 미칠 수 있음을 설명하였다. ‘통제의 순환’ 이론에 따르면, 불안정한 경제상태와 같은 재난적인 상황은 개인의 기대(인식)와 실제 가용한 자원 사이의 균형을 깨트리고, 이 불균형으로 인해 개인은 스스로의 삶에 통제력을 상실했다고 인식하게 된다. 이들의 실증 연구에 따르면 경제적 불안정으로 인한 (정신건강에 대한) 부정적 효과는 특히 남성·중산층에서 뚜렷하게 나타났다. 남성이 전통적으로 가장의 역할을 맡아왔고, 중산층에서 불안정으로 인한 타격이 가장 클 것<sup>17)</sup>이라는 점에서 개인의 특성에 따라 경제적 불안정의 영향이 다를 수 있음을 보여주는 결과이다. 또 Edwards(1981)는 경제적 불안정으로 인한 부정적 영향이 개인 뿐 아니라 가족 수준에서도 나타날 수 있다는 것을 확

17) 저자는 소득 계층에 따라 통제권의 상실에 대해 느끼는 바가 다를 수 있다고 설명하였다. 더 불이자면, 저소득층은 원래 삶에 대한 통제권 수준이 높지 않았기 때문에 한계체감수준이 크지 않을 것이나 중산층은 경제적 불안정으로 인해 유발되는 변화가 클 수 있다는 의미인 것으로 해석된다.

인하였다. 가구 단위에서 경제적 자원이 공유되므로, 직업적 불안정 등의 개인 차원에서의 경제적 불안정이 다른 가구원에도 영향을 주게 된다는 것이다. 이러한 점을 고려할 때, 경제적 불안정의 영향 분석 시에는 가구원 뿐 아니라 가구 수준의 변수를 함께 반영할 필요가 있다.

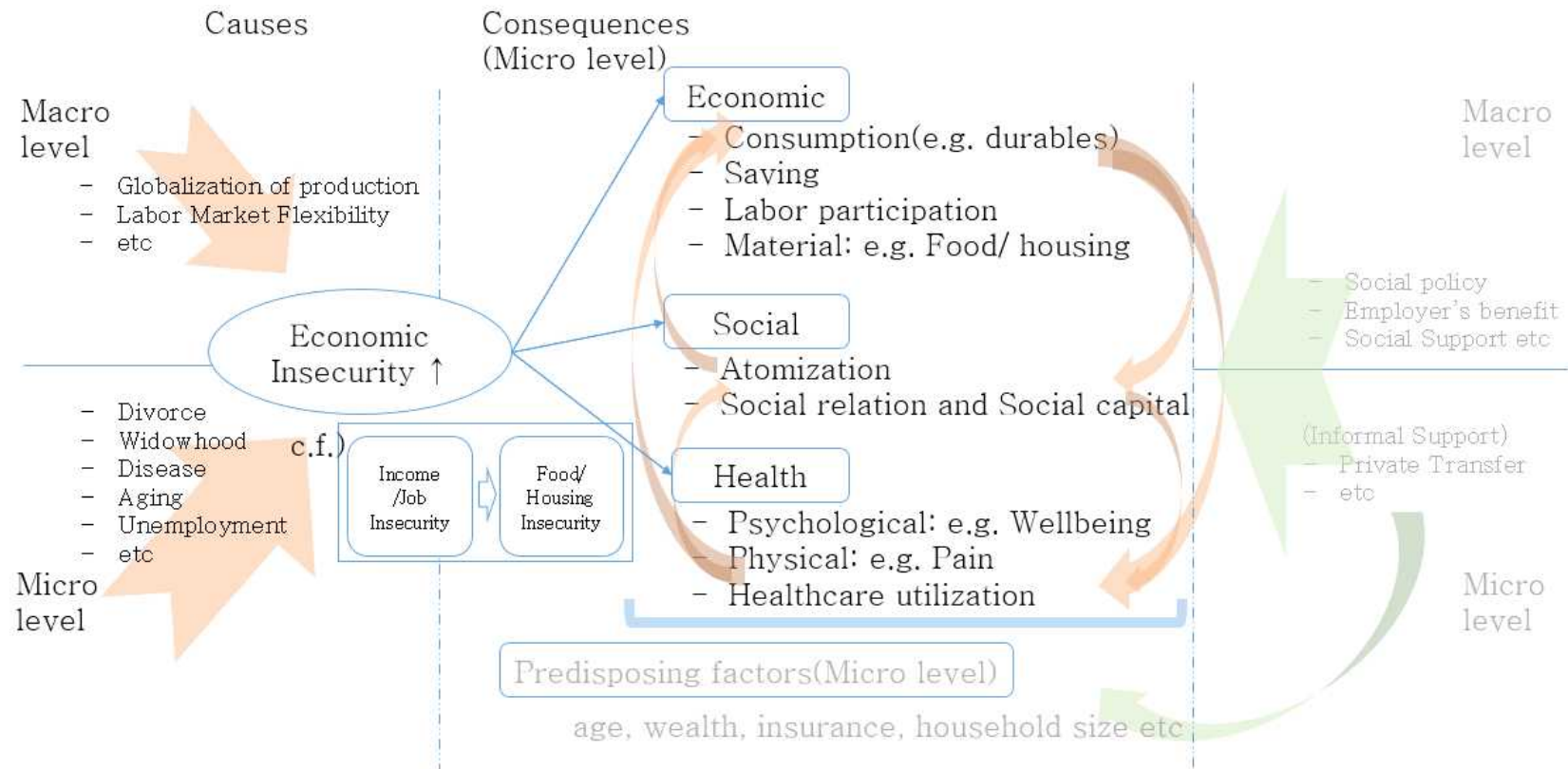
또 다른 결과로 의료이용에도 영향을 미칠 수 있다. 특히 불안정한 일자리에서 일하는 경우 작업장에서의 이탈이 직업 안정성에 영향을 준다고 생각하게 되어 (고용주의 눈치를 보기 때문에) 의료이용을 제대로 할 수 없는 경우가 있다(Reichert, Augurzy, & Tauchmann, 2015; Hamad, Modrek, & Cullen, 2016; Berkowitz et al., 2015). 또다른 경우에는 의료보험이 없어서 의료이용이 제한되는 경우도 있으며(Sattler & Bhargava, 2016), 의료이용의 제한이라는 결과는 다시 건강으로 연결된다.

경제적 불안정은 직접적으로 건강에 영향을 주기도 하지만, 경제적 영역에서의 결과나 사회적 영역에서의 결과 역시 간접적으로 건강에 영향을 주게 되므로 경제적 불안정의 최종적인 결과는 건강에 대한 영향이라고 볼 수 있다(<그림 3>). 영향 기제의 측면에서, 물질적 결핍으로 인한 영향 외에 정서적이고 심리적인 영향의 기제가 강조되는데 영양결핍이나 주거 불안정에서 오는 물리적 결과는 가시적이기 때문에 그동안 많은 연구가 이루어져왔고 비교적 손쉽게 개선이나 중재가 가능할 것으로 보인다. 반면, 통제력의 상실로부터 유발되는 등의 정신적 영향은 그 중요성에도 불구하고 과거에 제대로 다루어지지 못했다. 또 현대에 만연한 정신적 문제의 심각성을 볼 때, 이로부터 발생하는 부정적 효과를 확인하고 이에 대한 개입 지점을 마련할 필요가 있다.

경제적 불안정 개념의 모호성과 주관성은, 그만큼 개인의 삶에 다면적으로 영향을 줄 수 있다는 의미인 것으로 해석할 수 있을 것이다. 그러나 경제적 불안정의 영향을 밝히고자 하는, 다양한 지표를 사용한 실증연구가 충분하지 않다. 경제적 불안정이 건강의 사회적 결정요인으로써 중요한 역할을 한다면, 적절한 개입 수단을 찾는 첫 걸음은 다양한 지표, 요인들의 영향을 밝혀 작동 기제를 밝히는 것이 될 것이다. 거시 경제의 불안정성이 증가하는 현 사회에서, 불안정한 경제 상태와 건강간의 관계를 확인하는 것은 건강의 사회적 결정요인에 대한 다각적인 영향 검토라는 점에서 의미가 있으며, 이에 대한 정책적 개입을 제안하는 것은 고용불안정 및 소득불



안정으로 인해 유발되는 부정적 영향을 완화할 수 있는 대안을 마련하는 매우 유효한 전략이 될 수 있다. 따라서 본 연구에서는 경제적 불안정이 건강에 미치는 영향, 특히 정신적인 측면에서의 결과를 주로 다루며 이를 위해 경제적 불안정이 건강에 미치는 영향에 대한 실증 연구들을 추가로 고찰하였다.



<그림 3> 경제적 불안정의 발생과 결과

## 2) 경제적 불안정의 건강 영향

경제적 불안정이 건강에 미치는 영향에 대해서는, 건강의 사회적 결정 관점에서 설명할 수 있다. 건강의 사회적 결정요인은 개인·인구집단 간의 건강 차이에 영향을 주는 사회경제적 조건이나 사회경제적 특성의 분포를 의미한다. 건강의 사회적 결정요인에 포함되는 항목은 기관이나 국가에 따라 다소 상이하다(WHO, 2003; Healthy People, 2014; CMHA, 2012). 그러나 경제적 영역에서의 불안정은 실업(WHO, 2003), 소득과 소득의 분포·실업과 직업적 안정성(Bryant et al., 2011), 경제적 안정성(Healthy People, 2014), 소득안정성(CMHA, 2012) 등의 표현으로 꾸준히 고려되고 있다.

이전 절에서 논의한 바와 같이, 경제적 불안정은 소득의 불안정(변동성), 직업적 안정성 등 여러 가지 영역을 포괄하며, 경제적 불안정의 다양한 측면에 대한 개인의 평가는 유사한 건강결과를 유발한다(Linz & Semykina, 2010). 따라서 본 절에서는 경제적 불안정의 결과를 살펴보고, 직업적 안정성, 소득 변동성 등 각각의 영역에서의 불안정성이 개인의 건강에 미친 영향에 대한 기존 연구들을 검토한다.

### (1) 경제적 불안정과 건강에 관한 실증 연구

‘불안정’의 영향은 스트레스나 우려 등 정신적 경로에서 시작되므로 신체건강 보다는 정신건강에 미치는 영향을 분석하는 것이 타당하며, 기존 연구에서도 그러한 경향성을 발견할 수 있다. 또 신체건강을 다루더라도 통증이나 삶의 질 지표 등 통합적인 건강상태에 대한 분석이 일반적이다. 일례로 Case & Deaton(2015)은 1999-2013년 동안의 경제적 불안정 증가가 45-54세의 백인 남성의 사망률 급증이나 주관적 불건강, 통증 인식에 대해 잠재적인 원인이 될 수 있다고 주장하였다. 이러한 신체적 건강 문제는 정신건강의 문제와 음주와 같은 건강행동의 문제를 야기할 수 있다. Linz & Semykina(2010)의 연구에서는 직업적 불안정성 등 경제적 불안정에 대한 개인의 인식이 삶의 만족도(웰빙)에 부정적인 영향을 준다는 것을 밝혔다. 또 다른 연구에서는 영양섭취불안정도 정신건강에 부정적 영향을

주는 것으로 나타났다(Weaver & Hadley, 2009).

따라서 본 절에서는 정신건강에 대한 연구를 주된 대상으로 하며, 경제적 불안정의 건강영향은 주로 사용된 독립변수에 따라 직업적 불안정과 소득 변동성의 두 파트로 나누어 검토한다. 그 외 영역에서 발생하는 경제적 불안정 - 예컨대, 영양섭취불안정이나 주거불안정, 의료이용에서의 어려움 등 - 역시 중요하게 다루어져야 하고, 본 연구의 실증 분석에서도 이들 변수를 고려하고 있지만 기존의 연구에서는 이에 대해 다룬바가 많지 않기 때문에 실증 분석의 고찰에서는 제외하였다. 반대로 직업적 불안정 지표는 실증 분석에서 제외하였지만, 그간 경제적 불안정에 대한 연구가 주로 직업적 불안정성 분야에서 이루어졌으므로 실증분석의 고찰에는 포함하였다. 기존 연구가 풍부하므로 영향 기제 등에 대해 참고할 부분이 많을 것으로 판단하였고, 실질적으로도 직업적 불안정이 소득 불안정과 긴밀한 관계에 있기 때문이다<sup>18)</sup>.

### ① 직업적 불안정과 정신건강

포괄적인 의미의 경제적 불안정을 다룬 국내 연구는 많지 않지만, 고용불안정이 건강에 미치는 영향에 대해서는 국내에서도 다수의 연구가 이루어진 바 있다(김일호 등, 2005; 박진욱과 정민수, 2008; 신순철과 김문조, 2007; 최선희, 2008; Yoo et al., 2016 등). 일반적으로 직업적 불안정은 비정규 노동자들<sup>19)</sup>이 경험하는 고용불안정과 그 외 열등한 처우를 포괄적으로 의미한다. 비정규직의 가장 큰 특징인 고용불안정(박진욱과 정민수, 2008)은 고용상태의 즉각적인 변동을 의미하는 실직과 달리 미래에 대한 ‘지속적인 불확실성’을 포함하는 일상의 경험이며(Sverke & Hellgren, 2002) 개인의 통제범위 밖에 있으므로 적절하게 대응하기 어렵다.

노병일과 손정환(2011)에 따르면 고용이 불안정하고 근무조건이 열악

18) 예컨대, 재직년수(tenure)가 증가할수록 소득불안정성(earning instability)이 감소한다(Cappellari & Leonardi, 2013).

19) 사용자에게 의해 직접 고용되어 고용과 사용이 일치하고 정년까지 고용이 보장되는 정규노동 이외의 형태를 비정규 노동이라고 하고 기간제근로, 특수형태 근로, 단시간 근로, 파견근로 등으로 유형화된다(공유정옥, 2002).

한 비정규직 근로자는 낮은 소득, 노동시장에서의 열등한 상태, 금전적 부분 외에서의 불이익 등의 사회적 배제(윤성호, 2005)에 노출되고 이는 우울을 증가시켰다. 직업이 개인에게 제공하는 다양한 측면의 이득을 고려했을 때, 일자리를 잃을 수 있다는 불안감은 삶에서 직업활동이 중요한 역할을 하며 노후대비가 되어있지 않은 베이비부머들에게 더 큰 스트레스원으로 작용할 것이다(정은경 등, 2015). 고용불안정이 경제적 불안정의 하위 요소라는 것을 생각할 때, 경제적 불안정 역시 건강에 부정적인 영향을 줄 것으로 보인다. 불안정한 고용 상태 그 자체 뿐 아니라 불안정한 고용상태로의 변화도 개인의 정신적·신체적 건강에 부정적인 영향을 준다(박세홍 등, 2009; Yoo et al., 2016)

Yoo et al.(2016)의 연구에서는 한국복지패널자료 2008-2011년도 자료를 이용하여, 정규직-비정규직-실업자의 직업변동이 우울에 미치는 영향을 확인하였는데 정규직이었던 사람이 실직하게 되는 경우 직업을 계속 유지하는 경우보다 우울증에 걸릴 확률이 약 두 배 높아졌다. 남성보다 여성에서 그 위험도가 더 높게 나타났고, 가구주인 경우에 위험도가 더 컸다. 저자들은 고용 형태의 중요성을 역설하며, 불안정 고용과 실업은 명백하게 정신건강에 영향을 준다고 주장했다.

직업적 불안정성과 정신건강의 관계에 대해서는 국외에서도 많은 연구(Bohle, Quinlan & Mayhew, 2001; Manski & Straub, 2000; Schmidt, 1999; Dooley, Prause & Ham-Rowbottom, 2000 등)에서 그 부정적 영향을 다룬 바 있으나 연구결과가 유사하므로, 본 연구에서는 개별 연구의 결과를 소개하기보다는 그간의 관련연구들을 고찰한 리뷰연구나 메타연구 중심으로 연구결과를 제시한다.

Catalano(1991)는 경제적 불안정이 건강에 미치는 영향과 관련된 기존 연구들을 고찰하였는데, 경제적 불안정의 주요 변수로 실직 등을 사용하였기 때문에 그가 검토한 연구들은 대부분 직업적 불안정과 관련된 연구들이었다. 실직은 정신적 장애에 대한 중요한 위험요인으로 작용하였고 이 영향은 배우자에게도 나타났다(Penkower, Bromet & Dew, 1988).

Sverke, Hellgren & Näswall(2002)는 1980-1999년의 관련 연구들을 이용해서 메타분석을 실시한 바 있는데 이들의 연구에서 직업적 불안정성은 정신적 차원에서의 불건강과 깊은 상관관계가 있는 것으로 나타났다.

1994-2005년의 연구들을 대상으로 한 Stansfeld & Candy(2006)의 메타 분석에서는 직업적 불안정이 일반적인 정신장애를 예측하는 직업적 스트레스 중 하나임이 밝혀졌다. 이와 유사하게 Bonde(2008)의 문헌검토 연구에서도 직장에서의 부정적 정신건강에 대한 인식이 우울증과 관련되어 있다고 주장했다. Simmons & Swanberg(2008)의 연구에서는 직업적 불안정은 연령, 성별(생물학적 요인), 부채수준(경제적 요인), 작업장 특성을 통제한 이후에도 우울감과 높은 상관관계를 보였다.

Sverke & Hellgren(2002)는 직업적 불안정 상태가, 경제적 영역 뿐 아니라 (직업적 불안정에 의해) 위협받는다고 인식되는 다른 영역까지, 즉 근로자의 전반적인 삶의 상황에 심각한 결과를 초래하게 된다고 주장했다. 직업을 잃게 된다는 그 자체도 부정적인 결과를 유발하지만(Dekker & Schaufeli, 1995) - 스트레스 연구에서와 동일하게 - 스트레스적 사건에 대한 ‘기대’나 ‘예상’은 실제 사건의 발생보다 더 중요한 걱정·근심의 원인이 된다(Lazarus & Folkman, 1984). 즉, 직업적 불안정은 물리적인 자원의 감소 뿐 아니라, 부정적 사건 발생의 불확실성 자체가 스트레스원이 될 수 있음을 보여준다.

그러나 직업적 불안정(unemployment / underemployment)과 정신건강 사이의 직접적 인과 관계는 많이 다루어지지 않았다. 일부 연구자들은 직업 상태에 대한 개인의 태도(Pernice & Long, 1996)나 실업의 종류(장기/단기 실업), 실업의 기간(Bjorklund & Eriksson, 1998)에 따라 직업적 불안정의 영향이 달라진다고 주장했다. 그 외에도 사회경제적 지위나 교육수준, 성별과 같은 인구학적 요인이 또 다른 중재요인이 될 수 있다(Momjian & Munroe, 2011). Stansfeld & Candy(2006)는 직업적 불안정의 영향이 근로자의 성별에 따라 달라짐을 확인하였고 Cheng & Chan(2008)의 연구에서도 근로자의 연령이나, 직장의 정년 수준에 따라 달라진다고 하였다. 따라서 불안정의 영향을 분석할 때, 이것에 영향을 줄 수 있는 다른 인구·사회·경제적 요인에 대해 함께 검토할 필요가 있다.

그동안 직업적 불안정이 중요한 주제였던 것은 직장을 다니는 임금근로자가 일반적인 생활 형태였기 때문일 것이다. 고용의 유연성이 점점 높아지는 최근의 추세를 참고할 때 직업적 불안정의 영향은 보다 일반화 될 가능성이 있다(Benach et al., 2014).

## ② 소득변동성과 정신건강

최근 여러 연구들에서 소득의 변동성을 이용하여 경제적 불안정을 측정하였다(Halliday, 2007; Klawitter & Morgan-Cross, 2012; Moffit & Gottschalk, 1995; Dynan, Elmendorf & Sichel, 2012; Access Alliance, 2011; Hacker, 2008; 장효진, 2015). 장효진(2015)은 소득변동성을 사회적 위험의 (개인이나 가구에 대한) 영향력을 나타낸다고 하였으며, Hacker(2008)는 가구 단위의 위험 관리가 주로 경제적 불안정성을 회피하기 위한 행태와 관련이 있다고 보았다. 소득변동성은 소득 불평등과 밀접한 관련이 있을 뿐 아니라, 경제적 불확실성 및 경제적 위험과 관련되어 있어 그 자체로서 중요한 후생경제학적 시사점을 가지고 있다(박선영과 유중순, 2013).

소득의 변동(income fluctuation)은 미래 소득 예측 불가능에 따른 지출계획 어려움, 예상하지 못한 지출에 대한 대처 불가능성 등으로 더 많은 스트레스를 유발할 수 있다(Halliday, 2007). 예를 들어 소득 변동으로 인해서 의료비 등 중요한 항목의 지출을 제한함으로써 건강에 악영향을 줄 수 있다(Klawitter & Morgan-Cross, 2012). 소득변동은 저소득 가구에서 더 크게 나타나는 경향이 있고(Klawitter & Morgan-Cross, 2012; Andersen et al., 2015; 장효진, 2015) 불안정한 고용상태와도 연관되어 있으므로 고용불안정이나 저소득과 함께 논의되는 경우가 많다.

예컨대 저소득 가구의 경우 예상하지 못한 소득 하락 등 부정적인 소득 변동이 발생하는 데 대한 적절한 보호장치를 갖추기 어려우므로 소득 변동의 부정적인 영향이 더 크게 나타날 것이다(Klawitter & Morgan-Cross, 2012). Halliday(2007)의 연구에서는 개인의 대처 능력에 대해 특별한 언급을 하지는 않았지만, 개인의 소득 분위, 즉 현재의 소득 수준 상태에 따라서 소득하락이 유발하는 부정적인 효과가 달라질 수 있음을 확인하였다. 즉, 소득 하락의 건강위해 효과는 현재 개인이 가지고 있는 자원의 수준에 따라 달라졌으며, 소득 하락이 소득 최하위층으로의 하락일 때 가장 크게 나타났다.

## (2) 경제적 불안정이 건강에 미치는 영향 기제

건강의 사회적 결정요인으로서, 실업이나 경기침체 등의 경제적 불안정의 하위 요소들이 신체건강이나 정신건강에 미치는 영향에 대해서는 많은 연구에서 다루었지만, 요인들 간의 관계를 꿰뚫는 명확한 인과기제에 대해서는 논의된 바가 많지 않다(Benzeval & Judge, 2001; OECD, 2011; Rohde et al., 2016). 그 이유로는 사회적 문제와의 결합으로 인한 불확실성을 들 수 있다(Rohde et al., 2016). 실업이나, 다른 부정적인 경제충격은 대개 다른 사회적 문제와 복합적으로 발생하는데, 사회적 스트레스원은 정량화하기 어렵지만 때때로 경제적 문제보다 더 큰 영향을 미치기 때문이다(Rohde et al., 2016). 본 절에서는 경제적 불안정의 발생과 그 결과물에 초점을 맞추며 경제적 불안정의 원인으로서의 사회적 스트레스나, 동반하여 일어나는 사회적 사건에 대해서는 거의 다루지 않는다.

경제적 자원과 건강의 관계에 대해서는 몇 가지 이론적 접근이 있는데, 이것들을 크게 분류해보면 물리적인 영향과 정신-심리적인 영향의 두 가지로 나뉘볼 수 있다. 물리적인 영향은 풍부한 경제적 자원으로 인해 보다 양질의 영양섭취, 주거, 안전한 물리적 환경의 구비 등 건강한 생활습관의 영위가 가능하므로, 자원이 감소하는 경우 이에 대한 접근이 제한되어 건강에 악영향을 주게 된다는 것이다.

정신·심리적 경로로는, 준거집단과 자신의 상황을 비교해 열등감을 느끼게 됨으로 인한 스트레스의 증가 및 건강위해행동의 증가와 이에 따른 건강의 악화를 들 수 있다(Bævre, Halvorsen & Kravdal, 2010). 스트레스의 증가는 정신건강에 보다 직접적인 영향을 주며, 스트레스에 대한 대응행동(unhealthy coping practices)으로써 나타나는 흡연 등의 건강위해행동은 신체건강에 더 큰 영향을 줄 수 있다(Wilkinson, 1999; Marmot & Wilkinson, 2001). 특히 이러한 정신·심리적 경로는 면역이나 신경내분비 기제를 포함하기도 하는 것으로 알려져 있다(Cohen et al., 2007; Sloan et al., 2005).

물질적 풍요함을 담보하는 경제적 ‘수준’과 달리, 경제적 불안정은 불확실성이나 이에 따른 불안감 등의 의미가 크므로 경제적 불안정의 부정적인 영향은 정신적인 경로가 더 주요하게 나타날 것으로 보인다. 여기에 더하여 사건 발생의 불확실성이 또 하나의 스트레스원이 될 수 있다. 즉, 변



동성 자체가 건강에 부정적인 영향을 줄 가능성이 있다.

Kahneman & Tversky (1979)의 전망이론(Prospect Theory)에서는 절대적인 수준보다 사람들이 기대하는 데 대한 불확실성이 스트레스를 유발할 수 있다고 주장했다. 생애주기소비이론에서는, 개인이 정상재를 소비할 때 합리적일 뿐 아니라 미래를 계획하며, 소비 평탄화를 선호하는 것으로 전제한다(Attanasio, 1999). 개인은 평생소득에 의해 결정되는 일정한 수준의 소비를 유지하고자 하며, 이를 위해 대출을 받거나 미래를 위해 저축을 하는 등 소득평탄화 및 소비평탄화 전략을 사용하기도 한다(Morduch, 1994; Andersen et al., 2015; 장효진, 2015 등).

현실에서는 이론에서와 달리, 미래를 완벽하게 예측할 수 없으므로 때로는 예측하지 못한 손실(지출)이 발생하기도 한다. 또 개인의 신용 제한 때문에 (부족한 소득을 메꾸기 위한) 대출이 불가능해 경제적 불안정에 적절히 대응하기 어려운 경우도 있다(Bævre, Halvorsen & Kravdal, 2010). 또 소득의 변동은 위험을 대비하기 위한 저축을 증가시키므로, - 신용이 낮아 대출이 어려운 경우는 특히 더 - 개인의 금전적 유동성을 감소시키고 자산 축적에 영향을 주어 경제적 사다리를 올라갈 수 있는 능력을 제한한다(Gottschalk & Moffitt, 2009).

예측하지 못한 손실이 발생하여 사전에 기대했던 소득과 실제 발생하는 소득이 같지 않을 경우 이것이 스트레스원이 될 수 있는데, 현재의 소득이 낮은 경우 외에 미래 소득이 낮을 것으로 예상되는 경우에도 마찬가지로 적용된다. Bævre, Halvorsen & Kravdal(2010)는 이로 인해 유발되는 빈곤감과 열등감이 건강에 위해가 될 것으로 보았으나, 빈곤감과 열등감은 결국 물리적 자원의 부족으로 인한 결과일 뿐 불안정으로 인한 결과라고 보기 어렵다. 오히려 예측의 불완전성으로 인한 위험 인식이 건강에 부정적인 영향을 줄 것으로 보인다. Hacker et al.(2012)는, 경제적 불안정이 예상되지 않은 물리적 자원의 손실 외에 불확실성 때문에 발생하는 스트레스를 통해서 개인의 웰빙에 영향을 줄 수 있다고 보았다(Graham & Pettinato, 2002). 개인들은 기본적으로 위험회피성향을 가지며, 그럼에도 경제적 상황에 대해 완벽하게 알 수 없고(Quartz, 2009) 민간 보험 시장은 불완전하기 때문에 그들 스스로를 완벽하게 보호하기 어렵다. 즉, 위험 발생의 불확실성이나 위험 크기의 불확실성 등 때문에 모든 위험에 대해 대비가 가능하지는 않으므로 개인은 자신이 대처하지 못하는 문제가 발생할

위험에 계속 노출된다.

OECD(2011)의 보고서에서의 소득 변동성이 가구의 웰빙에 미치는 영향에 대한 설명도 이와 유사하다. 소득변동성은 가구의 빈곤 확률을 높이고 지출 양상에 영향을 끼침으로써 직접적으로 가구의 경제적 웰빙에 영향을 줄 수 있고 간접적으로는 재정적인 영역과 관련된 스트레스를 통해 영향을 줄 수도 있다(OECD, 2011). Bævre & Kravdal(2014) 역시 경제적 불안정의 영향 기제를 물질적인 영향 즉, 소비와 관련된 영향과 정신적 스트레스의 두 가지로 설명하였다.

그러나 경제적 불안정이 건강에 미치는 부정적인 영향은 개인이 접근 가능한 경제적·사회적 자원의 수준이나 개인의 속성에 따라 다르게 나타날 수 있다. 예컨대 동일하게 저소득/소득불안정의 위험에 노출되어 있더라도 급전을 융통할 수 있는 사회적 기반이 있거나 금전적 지원을 제공하는 가족·친구가 있는 경우 동일한 위험이 발생하더라도 그 부정적 영향이 적을 것이다. 또는 상당한 수준의 자산이 있는 경우, 자산의 유동화를 통해서 부족한 소득을 보충할 수 있을 것이다. 그러나 추가적인 경제적 자원의 조달이나 융통이 어려운 경우에는 그 부정적인 영향이 극대화되어 나타날 것으로 보인다. 즉, 경제적 위험의 크기를 감소시킬 수 있는 추가적인 재원의 유무에 따라서 경제적 불안정의 영향이 다르게 나타날 수 있다.

사회적으로는 관계로부터 정신적 위로나 지지를 받을 수 있는 경우 이들이 정신건강에 미치는 위험의 크기를 완충해주는 역할을 한다. 따라서 사회적 자원의 수준에 따라, 동일한 위험에 노출되더라도 개인이 느끼는 위험의 크기가 달라질 수 있다. 예컨대 가족관계가 원활하고 사회적인 관계도 잘 형성되어 있는 경우 경제적 지원과는 별도로 정서적인 지원을 받을 수 있을 것이다.

그 외에 개인의 성격이나, 건강 상태 등의 속성에 따라 동일한 위험이 발생하더라도 감수성이 다를 수 있다. 예컨대 건강상태가 좋지 않은 경우, 경제적 불안정이 발생하였을 때 추가적인 노동활동에 참여하기 어려울 것이고, 보건의료비 등 추가적인 비용이 들어가므로 건강한 사람보다 이에 대한 대처가 어려울 것이다. 이와 같이, 차별적인 결과를 발생시킬 수 있는 요인들에 대해 고려하여 실증분석에서의 통제변수들을 선정하였으며 각각의 요인들에 대해서는 연구 방법의 통제변수 부분에서 자세히 다루었다.

### 3. 경제적 불안정과 사회적 개입

#### 1) 경제적 불안정에 대한 사회 수준에서의 개입

경제적 불안정의 대응 기제에 대해 부분적으로만 다루었던 기존의 연구들과 달리 본 연구에서는 정책적 개입을 경제적 불안정에 대한 대응기제로서 고려한다. 경제적 불안정이 발생하였을 때, 발동되는 대응기술(coping skill)은 개인·가구 수준의 안정화 전략부터 사회적 수준에서의 정책개입(제도적 보호)을 포괄하며 영역 역시 경제적-사회적 개입을 모두 포함할 수 있다.

경제적 불안정에 대한 UNDESA(2008)의 정의에는 부정적 사건 뿐 아니라 해당 사건의 결과로써 발생하는 고비용 결과에 대응하거나 그로부터 회복되지 못하는 개인의 무능력 역시 경제적 불안정에 기여한다고 설명하고 있다. 이와 유사하게 Bossert & D'Ambrosio(2013)도 경제적 불안정의 부정적 영향을 완충하는 자원(buffer stock)에 대해 언급하고 있다. 즉, 경제적 불안정은 일방적으로 외부에서 발생하는 사건이 아니라 개인이 얼마나 그에 대응할 수 있는 자원이나 능력을 가졌는지에 따라 달라지는 것으로 해석할 수 있을 것이다.

이 때 경제적 불안정에 대한 보험<sup>20)</sup>은 공공과 민간(사적 영역)에서의 지원을 모두 포함한다(Western et al., 2012). 즉, 경제적 불안정에 대한 보험/대응책은 세금을 통한 재분배, 국가에서 제공하는 복지프로그램(공적부조 등)일 수도 있고, 사회보험에 따라 지급되는 급여일 수도 있으며 자녀나 부모, 또는 다른 가족의 구성원이 제공하는 소득 보조(Dynarski & Gruber, 1997; Park & Shin, 2010)일 수도 있다.

같은 맥락에서, Holzmann & Jørgensen(2001)이 제시한 사회적 위험 관리론에서는 사회적 위험에 대한 관리 전략을 예방(preventive)전략, 완화(mitigation)전략, 극복(coping)전략으로 나누고 이러한 전략을 제공하는 주체를 비공식부문(커뮤니티나 가족), 시장부문, 공적부문으로 구분하고 있다. 또한 Morduch(1994)는 가구수준에서의 위험관리 전략으로 소득평탄화(소

---

20) 사전적·예방적 조치를 보험(insurance), 사후적 조치를 대응(coping)으로 구분할 수 있다.

득 감소의 위험에 대응하기 위해, 노동시간을 늘리거나 생산수단을 다양화)나 소비평탄화(저축이나 대출, 자산 활용)를 들 수 있다고 설명했다.

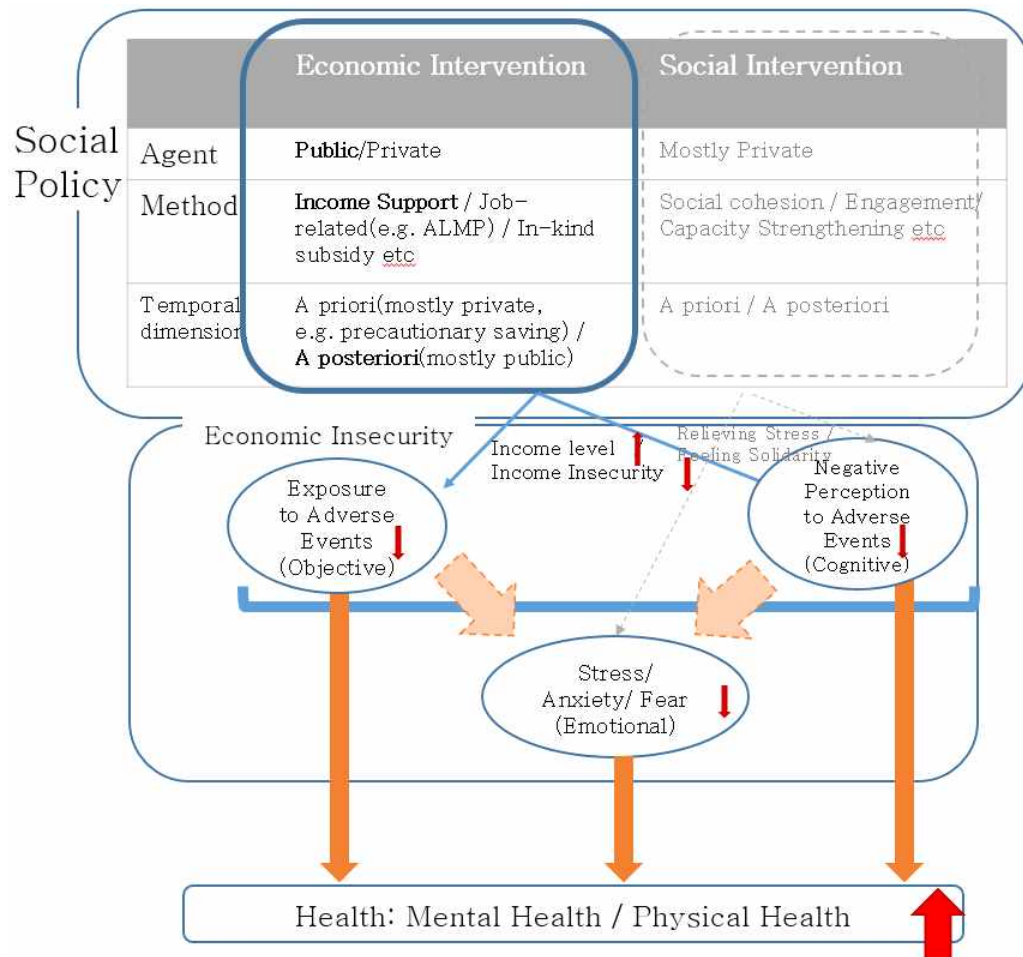
언어적 표현은 다양하지만, 이들이 주장하고자 하는 핵심은 사회적 위험이나 경제적 불안정의 해소(또는 일정 정도의 경감)를 위해 소득의 수준을 일정하게 유지할 수 있도록 하는 개입이나 수단<sup>21)</sup>이 필요하다는 것이다. 국가/사회에서는 사회보장정책<sup>22)</sup>을 통해 경제적 불안정에 대한 노출에 개입하게 되는데, 사회보장정책은 만약의 사태(life contingencies)에 대해 개인을 보호하고 불평등(inequalities)을 교정하는 역할을 하므로(Esping-Andersen, 1990; Taylor-Gooby et al., 1999; Mau, 2003) 국민들의 웰빙(Wellbeing)에 영향을 준다(Anderson & Pontusson, 2007)(<그림 4>).

사회보장정책은 중재 수단의 측면에서 경제적 중재(보조금, 공공부조를 통한 현금급여 등)와 사회적 중재(사회적지지 제공 등)로 나누어볼 수 있는데 본 연구에서는 경제적 자원을 보조/보장하는 경제적 중재에 초점을 맞춘다. 경제적 자원의 보조 또는 보장을 통해서, 수혜자의 소득 수준을 높이고 소득 안정성을 개선함으로써 부정적 경제사건에 대한 노출을 줄이고, 사건발생에 대한 부정적 인식을 경감시키며 그와 관련된 우려, 두려움, 스트레스 등을 줄일 수 있을 것이다(<그림 4>).

본 연구에서는 경제적 불안정 완화를 위한 여러 정책적 개입 중 노령화(aging)로 인한 위험에 대해 중재를 제공하는 연금제도에 주목한다. 노령화는 본 연구의 대상인 중·고령자 층이 직면하는 가장 큰 위협인 동시에, 누구나 노출될 수 있지만 저소득층일수록 그 위험의 정도가 증가하기 때문이다. 소득을 창출할 수 있는 노동시장 진입이 제한되는 고령자층에서의 경제적 불안정은 경제적 영역 이외에도 상당한 의미를 가질 것이다.

21) 구체적인 표현은 개별 연구마다 다르게 쓰고 있지만 - buffer stock(Bossert & D' Ambrosio, 2013); coping resources(Thoits, 1995); wealth; stress buffers(Thoits, 1995) - 많은 연구에서 경제적 불안정의 효과를 완충할 수 있는 자원, 혹은 개입의 존재에 대해 지속적으로 언급한다. 완충 자원은 공적·사적인 것을 포괄하며 경제적 자원의 범위 이상을 의미하기도 한다.

22) 복지정책, 복지프로그램, 사회정책. 경제적 불안정의 (건강에 대한) 부정적 영향은 개인적/사회적 개입에 따라 그 영향이 달라질 수 있기 때문에(Western et al., 2012) 몇몇 연구에서는 개인을 보호하는 사회보장정책을 경제적 불안정의 요소 중 하나로 포함하기도 한다(Mau et al., 2012 등). 본 연구에서는 경제적 불안정에 포함해 다루지는 않지만, 경제적 불안정에 대응하는 개념으로써 사용한다.



<그림 4> 경제적 불안정과 사회보장정책

## 2) 경제적 불안정에 대한 정책적 개입의 건강 효과

본 절에서는 경제적 불안정에 대한 완충재의 역할을 고려하여, 개인 수준에서 경제적 상태와 정신건강 사이의 관계에 대해서 논의한다. 국가는 다양한 측면에 대한 사회보장정책을 제공할 수 있지만, 본 연구에서는 경제적인 측면에 집중하므로 소득보장정책(넓은 의미에서의 소득 재분배정책)의 효과에 초점을 맞추었다.

소득재분배 정책은 그 외 다른 사회경제적 변화를 분리하여 확인하기 어렵고, 경제적 수준 변화와 건강변화 사이의 시간차(time lag)가 있을 수 있으므로(Adler & Newman, 2002) 보건 분야 연구가 많지 않다. 그러나 소득보장정책은 개인이 경험하는 경제적 불안정에 대한 완충재로 기능하여, 수급자의 소득 수준 향상 및 경제적 안정성 증가에 기여할 것이므로 이에 대한 효과를 확인할 필요가 있다. 기존의 연구들은 경제적 지표의 변화를 주로 다루었는데 ‘빈곤감소’ 등 경제적 효과를 살펴보는 것은 수급자의 심리상태를 반영하지 못하며, 사회문제를 경제적 지표만으로 설명하는 것은 충분하지 않다(강소랑과 문상호, 2013).

노령(aging)에 따른 경제적 위험에 대한 소득보장정책인 연금 정책이 본 연구의 초점이 되므로 본 절에서는 - 기존 연구들에서 다루어진 - 정신건강에 대한 연금의 영향을 검토한다. 한국에서의 공적 연금은 지급액이 크지 않으므로, 정기적 소득으로서의 기능에 초점을 맞추며 연금수급으로 인한 자산 수준의 변화에 대해서는 고려하지 않는다(Panis, 2004). 또 국외에서는 국내와 달리 사적연금이 보편화되어있는 경향이 있으나, 본 연구에서는 개인 차원에서의 보험 수단이 아닌 정책적 개입의 영향을 확인하는 것을 목적으로 하기 때문에 공적 연금의 영향을 다룬 연구들로 검토의 범위를 제한하였다.

## (1) 노후소득보장정책(연금)과 건강에 대한 실증 연구

### ① 기여식 연금

기여식 연금은 저축된 개인의 기여금을 일정 연령 이후에 지급하는 것으로, 사회보험의 원리로 운용된다고 볼 수 있다. 국가에서 납부액을 징수할 수 있어야 하므로 기여식 연금의 적용은 대부분 공식 노동시장에 참여하고 있는 인구집단에 제한된다. 예컨대 주부나 비공식 영역에서의 노동자(임시·일용직 등)는 기여식 연금의 혜택을 받기가 어렵고, 가입 기간 등에 제한이 있어 공식 노동시장에 참여하고 있다고 하더라도 연금 혜택을 받지 못하는 경우가 있다<sup>23)</sup>. 기존에는 이러한 기여식 연금이 연금 제도의 주를 이루었으며(HelpAge International, 2015) 이에 대한 분석은 연금을 납부할 수 있는 조건을 갖춘 인구집단에 국한되었다.

즉, 기여식 연금은 노동시장 참여에 따라 참여 여부나 강도가 달라지므로, (개인의 노령화에 대한) 사회적 안전망이라기보다는 젊었을 때 노동 참여·소득·자산의 반영이라고 보는 것이 타당할 것이다. 즉, 연금프로그램의 순수한 효과라기보다는 생애 누적적인 효과가 함께 나타날 것으로 보이며, 연금 프로그램에 가입할 수 있는 조건을 갖춘 비교적 부유하고 안정적인 근로자만이 분석 대상에 포함되었을 것이므로 연구의 적용이 제한적이다. 그러나 많은 연구에서의 분석 결과를 바탕으로, 노년기의 정기적·고정적 수입에 따른 영향이 정신 건강에 긍정적으로 나타난다는 점을 확인할 수 있다. 또 Bender(2004)의 연구에서 확인된 바와 같이 연금 수령액의 수준에 따라 그 효과가 달라질 수 있다는 점도 중요한 고려사항이 될 것이다. 공적 연금에 대한 또다른 국외 연구로는 유럽 국가들에 대한 비교제도적 관점에서의 연구(Esser & Palme, 2010)가 있는데, Esser & Palme (2010)는 연금 제도가 관대한 국가일수록 노인들의 wellbeing 수준이 높다는 것을 확인하였다.

국내연구인 석상훈(2011)의 연구에서 공적연금의 수급은 가족·친구관계 만족도, 건강만족도를 증가시키는 것으로 나타났으나 경제적 만족도나

23) 한국의 경우 10년 이상 가입한 자에 한해서 연금을 지급하며, 10년 미만인 경우 연금 수령 개시 시점에 일시금으로 지급한다.

생활 전반에 대한 만족도에는 영향을 주지 않았다. 공적연금 수급노인과 일반 노인에 대해 삶의 만족도 영향요인을 비교한 하춘광(2007)의 연구에서도 공적연금은 삶의 만족도 향상에 기여하는 것으로 나타났다.

Kim, Subramanian, & Kwon(2015)은 국민연금 수급자가 비수급자에 비해 우울수준이 낮음을 확인하였다. 국민연금을 수급하는 인구집단의 소득액과 소득 안정성이 비수급자보다 높다는 분석 결과를 함께 제시함으로써 소득액 증가 및 소득 안정성 향상과 같은 연금의 경제적 효과가 정신건강에 영향을 줄 수 있음을 시사한다.

유지연(2016)은 국민연금 수급자를 대상으로, 수급액 수준에 따른 삶의 만족도 차이를 분석하였는데, 연금수급액이 많을수록 만족도가 높아지는 것으로 나타나 국민연금이 경제적 안정감에 기여하여 삶의 만족도를 증가시키는 기반이 되었다고 설명했다. 한편 공적연금(이전소득)과 사적연금(이전소득)의 효과를 비교한 원경혜와 이상혁(2015), 김대환 등(2011)의 연구에서 공적 연금은 상반되는 영향을 나타냈는데, 원경혜와 이상혁(2015)의 연구에서 공적 이전소득(연금)이 삶의 만족도와 자존감을 높이는 데 영향을 준 것으로 나타났으나 김대환 등(2011)의 연구에서는 공적연금이 삶의 만족도 증가에 아무런 영향을 주지 않았다. 그러나 경제적 자립 상태, 혹은 충분한 경제적 자원의 확보는 정신건강에 긍정적인 영향을 줄 수 있다는 것이 선행연구의 전반적인 결론이었다.

## ② 비기여식 연금

비기여식 연금은 개인이 별도로 내는 기여금 없이 조세를 기반으로 운영되며, 공적 부조나 사회수당(social allowance / demogrant) 방식으로 이루어진다. 노후소득을 보장(보조)해준다는 면에서는 연금의 성격을 띠지만 그 외의 특성은 공적 부조와 유사하다. 공적 부조 방식이 주를 이루다 보니 수급 대상이 저소득층 등으로 국한되는 경우가 많고, 연구 시 적절한 비교 대상 설정이 어려운 제한점이 있다. 그러나 선정 기준이 연령이나 소득 등 명확하므로, 기여식 연금에 비해 선택편의를 배제하기 용이하고 취약계층을 포함하므로 보편적 정책에 대한 평가가 가능하다.



Herd, Schoeni, & House(2008)은 미국의 (노인 대상) 소득보조프로그램(SSl: Supplemental Security Income Program)의 효과를 분석하였는데 매달 지급되는 보조액이 100달러 증가할 때 이동제한(mobility limitation)의 장애 상태가 될 확률이 0.46% 포인트 감소하는 것으로 나타났다. 이 연구에서 저자들은 특히 저소득 집단에 있어서 소득을 보조(지원)해주는 정책은 집단적 건강을 향상시키는 새로운 지렛대(lever)가 될 수 있다고 주장했다. Panis(2004)의 연구에서 사회보장 수급은 은퇴 만족도나 우울 수준에 대한 영향이 통계적으로 유의하지 않았는데 이 때 사회보장의 수급은 저소득층임을 의미하기 때문이다. 즉, 사회보장으로 인한 긍정적 효과가 있더라도 고소득층에 비해 저소득층이 가지는 열등성을 모두 보충하기는 어렵고 또 는 사회보장제도 수급으로 인한 낙인효과가 함께 나타날 가능성이 있다. 따라서 비기여식 연금의 영향을 분석할 때에는 분석 대상의 특성이나 비교 가능성 등을 고려하는 것이 중요할 것이다.

Bando, Gertler, & Galiani(2014)는 70세 이상 멕시코 농촌 노인에 대한 비기여식 연금의 준실험적 연구를 진행하여, 비슷한 사회경제적 지위를 가진 다른 지역의 노인들을 비교 대상으로 사용하였다. 이들의 연구에서는 연금 수급이 고령자의 정신건강(우울수준)을 크게 개선함을 확인하였다. 이러한 효과는 연금소득으로 인한 경제적 스트레스 경감(Kim, Subramanian, & Kwon, 2015), 근로 압박으로부터의 해방(relief)(Tellez-Rojos et al., 2012) 등에서 오는 것으로 나타났다. 비교적 높은 수준의 소득을 보장하는 기여식 연금과 달리, Bando, Gertler, & Galiani(2014)의 연구에서는 높지 않은 낮은 수준의 액수를 정기적으로 지급(두 달에 1회씩 90멕시코달러)하였는데도 정신건강이 크게 향상되었다는 점은 기초(노령)연금제도에 대한 분석 가능성을 시사한다. 적은 금액이라도 정기적인 소득이 제공되는 경우에 정신건강에 긍정적인 영향을 줄 수 있다는 것을 의미하기 때문이다. 또, 이들의 연구에서 일부 노인들은 연금 수령 이후에 임금을 주는 일자리를 그만두고 무임금가족근로로 전환한 것으로 나타난다. 이 점을 고려할 때 연금 수급은 반드시 가계 소득의 증가(와 이로 인한 물질적 효과)는 나타나지 않을 수 있으나 여전히 심리적 효과는 유효한 것으로 보인다.

동일하게 멕시코에서의 기초연금 실험의 영향을 분석한 Aguila, Kapteyn, & Smith(2014)의 연구에서도 정기적인 비기여식 연금은 폐기능,

기억력의 향상 등 건강에 긍정적인 영향을 주는 것으로 나타났다. 이와 같은 긍정적 영향은 음식물에 대한 접근성 향상(식료품비 증가), (생계비를 벌기 위한 목적의, 불가피한) 노동참여 감소 등을 통해 만들어진다고 설명했고, 실증 분석에서도 식료품 구입이나 의사 방문, 약품 구입 등에 공적이전소득을 사용하는 것으로 확인되었다. 그러나 의료이용 증가나 약품 구입 증가는 기존에 미충족의료이 있었던 일부 집단에 한해 나타날 가능성이 있다고 밝혔다.

Brenes-Camacho(2011)의 연구에서는 코스타리카의 비기여식 연금의 증액 효과를 분석하였는데, 비기여식 연금의 증액은 주관적 건강인식을 향상시키는 것으로 나타났고 증액된 금액이 클수록 주관적 건강인식은 더 많이 향상되었다. 주관적 건강인식에 대한 긍정적 효과는 증액 이후 즉각적으로 나타났는데, 이에 대해서는 연금 증액이 자원가용성보다는 정신심리학적인 경로를 통할 것이기 때문이라고 추측했다. 그 이유로는 코스타리카에서는 고령층이 공공보건의료를 많이 이용하기 때문에, 연금 수급과 보건의료이용은 큰 관계가 없을 것으로 생각했기 때문이다. 이 연구는 65세 이상에 대해서는 의원급 외래진료비가 1500원으로 고정되어 있는 국내 상황에도 시사하는 바가 있다. 즉, 국내 비기여식 연금(기초(노령)연금)의 건강영향을 설명하는 기제가 물질적인 것보다 정신심리적인 경로일 가능성이 있다.

국내 비기여식 연금에 대한 연구는 기초노령 연금제도 도입 이후에 비교적 활발하게 이루어졌으나 소득액 증가나 빈곤율 감소와 같은 직접적 경제효과에 대한 분석(강성호와 최옥금, 2010; 석상훈, 2010; 석재은, 2010; 장현주, 2013; 이석민과 장효진, 2015 등)이 주를 이루고 그 외 영역에 대한 분석은 강소랑과 문상호(2013)와 김재원과 김정석(2016)의 연구 등 제한적으로만 이루어졌다. 강소랑과 문상호(2013)는 2008년 기초노령연금 제도의 도입이 경제적 만족도를 증가시켰다는 점을 확인하였으나, 경제적 만족도의 적은 증가폭으로 봤을 때 수급액 수준이 낮아 (기초노령 연금이) 고령자가 느끼는 사회적 불평등 및 상대적 빈곤감을 해소하기에는 힘든 것으로 보인다고 주장했다. 같은 맥락에서 김재원과 김정석(2016)은 2008년 기초노령연금 도입이 노인의 우울에 미치는 효과를 확인하였는데, 이들은 기초노령연금의 도입이 경제적 수준에 미치는 영향보다 경제적 안정성에 대한 기여가 더 클 것으로 보았다.

## (2) 노후소득보장정책(연금)이 건강에 미치는 영향의 기제<sup>24)</sup>

최근으로 오면서 연금의 파급효과를 다루는 연구가 증가하고 있지만, 건강영향을 분석하는 연구는 상대적으로 그 비중이 낮고 주로 통계분석을 통한 양적방법으로 수행된다. 즉, 건강영향의 유무를 확인하는 연구가 주를 이루며 경로나 작동 기제에 관한 연구(Case, 2004)는 일부에 지나지 않는다.

연금의 긍정적 영향은, 이전되는 소득으로 인한 물질적 혜택에서부터 출발한다. Gomez-Olive et al.(2010), Duflo(2003), Case & Deaton(1998) 등의 연구에서 논한 바와 같이 연금 수급은 지출 행태를 변화시킨다. Case(2004)은 연금 수급의 결과로 영양섭취나 위생(주거환경) 등이 변화함으로써 건강에 영향을 줄 수 있다고 설명했다. Ralston et al.(2013) 역시 연금 수급으로 지출 행태가 변화할 수 있음을 밝혔다.

한편 공적 연금의 수급은 소득을 증가시키는 한편 소득의 안정성을 증가시키는 효과가 있다. 소득의 안정성의 증가는 물질적인 혜택보다는 정신적인 측면에 영향을 주게 된다. 공적 연금은 지속적으로 일정한 액수의 소득을 보조, 당해시점의 소득을 증가시키며 고정적인 수입의 확보는 수입원의 다변화를 의미하고 종단적으로는 경제적 불안정을 감소시키므로 정신적·심리적 스트레스를 경감할 것이다(Kim, Subramanian, & Kwon, 2015).

Case(2004), Ralston et al.(2013)의 연구에서도 연금으로 인해 경제적 측면의 스트레스가 개선되는 측면에 대해 지적하였고, 연금 수급 시 (유급노동이 감소하여) 가계의 총 소득수준은 증가하지 않을 수 있으나(Bando, Gertler, & Galiani, 2014) 소득의 원천에 따라 개인이 느끼는 경제적 스트레스나 압박감은 다를 수 있기 때문에(O'Brein, Wegren & Patsiorkovsky, 2010) 소득 증가 여부와 관계없이 정신 건강에 긍정적 영향을 줄 수 있다. 예컨대 연금 수급으로 근로의 압박으로부터의 해방감을 느껴 정신건강에 긍정적인 영향을 준다는 주장도 있다(Tellez-Rojo et al., 2012). 특히 한국은 공적 연금의 지급수준이 충분하지 않아 공적연금을 수급하더라도 소득 빈곤율이 30% 이상으로 나타나고 있어(김태완 등, 2015) 연금이 물질적인 풍요를 유발한다기보다(eg. 소득의 획기적인 상승)는 소득의 지속성에 기여함으로써

---

24) 본 연구에서 “연금”이라는 표현은 공적 연금을 의미한다. 사적(민간)연금은 - 민간보험과 동일하게 - 개인의 경제적 수준 및 지속성을 전제하므로 연금의 순수한 효과를 측정하기 어렵다.

정신심리적 경로를 따른다고 보는 것이 올바른 해석일 것이다.

한편 연금의 영향은 개인의 인구사회학적 특성에 따라 차별적으로 나타날 가능성이 있다. 선행연구들에서 다른 대표적인 요인은 성별이다(Esser & Palme, 2010; Schatz et al., 2012; Ralston et al. 2013). 기존 연구들에서 대부분 남성보다 여성에서 긍정적인 영향이 더 크게 나타났으며, 이는 성별에 따라 기대되는 사회적 책임이나 역할, 그리고 개인스스로의 (삶에 대한) 기대 수준 등 때문이라고 해석했다. 특히 노동시장 참여와 무관한 비기여식 연금은 - 기여식 연금에 대한 접근이 상대적으로 더 제한되어 있는 - 여성의 건강에 보다 더 기여하는 것으로 나타났다(Esser & Palme, 2010).

성별 이외에도, 개인이 접근 가능한 경제적 자원의 수준이나 정신건강에 영향을 줄 수 있는 다른 요소들 - 예컨대 가족관계나 사회적 관계, 신체건강 등 -에 따라 연금 수급의 효과가 개인별로 다르게 나타날 수 있다. 연금 수급 외에 개인의 정신 건강상태에 영향을 줄 수 있을 것으로 보이는 요인들은 실증 분석의 통제변수 부분에 상술하였다.

경제적 지원정책이 정신건강에 미치는 영향을 분석할 때는 개인의 속성 외 정책의 효과가 발생하는 데 걸리는 시간을 고려할 필요가 있다<sup>25)</sup>. 연금의 건강영향에서의 시간차(time lag)에 대한 이론적 토대는 찾아보기 어려우나 실증연구에서 정책효과의 시간적 측면에 대한 단서를 찾아볼 수 있다. 비기여식 연금의 효과를 분석한 종단적 연구인 Lloyd-Sherlock & Agrawal(2014)나 Schatz et al.(2012)은 시간이 경과할수록 정책의 효과 수준이 달라질 수 있음을 시사하였다. 정책 초반에 긍정적인 영향이 극대화되었다가 시간이 흐름에 따라 그 효과가 줄어드는 것으로 나타났고, 이들은 이것을 ‘신혼효과(Honeymoon Effect)’라고 명명했다. 이것은 시간효과로도 볼 수 있는데 시간이 흐르면서 개인들이 정책에 적응하게 되는 과정을 보여준다고도 할 수 있다. 본 연구에서는 정책의 효과가 가장 명확하게 나타날 것으로 기대되는 연금 수혜년도의 우울 수준을 결과변수로 사용하였다.

---

25) 정책이 만들어지고 실행되어 결과가 나타나기까지 걸리는 시간을 고려하기 위해, 행정학에서 사용하는 정책시차(policy lag) 개념을 차용할 수 있을 것이다. 정책시차에는 정책요구로부터 정책 결정, 정책 실시까지 걸리는 시간을 의미하는 내부시차(inside lag), 정책 실행으로부터 영향이 나타나기까지 소요되는 시간을 의미하는 외부시차(outside lag)가 있는데(Henry & Desai, 1975) 본 연구는 정책 결정이 아닌 정책 실시 이후의 결과를 분석하므로 외부시차만을 다룬다.

#### 4. 정신건강: 결과지표로서의 우울과 자살생각

보편적인 병인론적 인과관계를 중심으로 하는 다른 의학분과와는 달리, 정신의학은 사회적·문화적 상대성을 가지며 가치판단과 밀접한 관련이 있으므로(Baltrušaitytė, 2003) 사회경제적 맥락의 영향을 확인하는 데 적절하다. 정신 장애(mental disorder)에 대한 개념화나 현대의 이론적 접근은 여러 가지 갈래가 있으나(Bessa, 2012), 본 연구에서는 마르크스의 이론에 기초를 둔 갈등 관점(Marx & Engels, 1998)을 주된 접근으로 한다.

갈등 관점은 사회 집단 사이의 사회적, 정치적, 물질적 불형평성을 강조하고 이로부터 집단별 차별적 취약성이 생겨난다고 본다. 갈등관점은 정신장애를 둘러싼 환경에 포함된 사회경제적 요인을 고려하고자 하는 시도이며, 이 관점에 따르는 초기 연구인 Faris & Dunham(1939)의 연구는 정신장애의 병인론에서 사회적 요소의 중요성을 강조하였다. 구체적으로 사회계층은 정신장애의 종류, 치료에 이르는 경로, 받게되는 치료의 종류와 관계가 있었고(Hollingshead & Redlich, 1958), 사회적으로 만들어지는 취약성과 상호작용하는 스트레스적 상황이나 지속적인 어려움과 연관되어 있었다(Baltrušaitytė, 2003).

다양한 사회적 계급들에서 정신 장애 발생의 차이는 역경의 수준, 스트레스적 사건의 존재여부, 사회적 취약성의 정도, 개인의 스트레스 관리능력 등에 따라 달라졌다(Baltrušaitytė, 2003). 그 중에서도 사회경제적 수준이 낮아지면 정신 장애의 발생확률이 증가한다는 것은 주된 가설로 사용되고 있다. 따라서 개인의 사회경제적 변화의 영향을 분석하는 데 정신건강을 종속변수로 사용하는 것은 타당한 접근으로 보인다. 정신 건강의 상태는 지표를 통해서 측정할 수 있으며, 어떤 측면의 변화를 관찰하려고 하는지에 따라서 연구에 적절히 사용할 수 있는 지표는 달라질 수 있을 것이다. 기존 연구들에서는 삶의 질, 우울, 주관적 건강, 사망률 등 다양한 지표를 사용하였다. 일부 연구에서는 통증에 대한 영향을 확인하기도 하였으나 이 역시 스트레스로 인한 결과로써 나타났다.

본 연구에서는 경제적 불안정의 영향을 확인하는 주요 결과변수로 우울을 사용하고자 하며 이 외에 자살 생각을 보완적으로 사용하고자 한다.

우울 지표는 많은 연구에서 개인의 정신건강을 대변하는 보편적인 지표로 사용되며 환경적 영향을 많이 받는 질환이라는 측면에서 본 연구에 적절한 지표라고 할 수 있다. 삶의 질이나 만족도와 같은 보다 일반적이고 넓은 지표에 비해, 우울 수준은 노인들의 건강에 보다 가까운 지표이며 임상적인 적용이 가능하다. 그리고 우울이나 과도한 스트레스 등에서 발현하는 신체적 질병, 예컨대 신체화(somatization)를 통해 나타나는 통증이나 화병 등에 대한 연관성을 발견하는 데 도움을 줄 수 있다. 그러나 임상적인 의미를 갖는 지표인 만큼, 우울의 진단 및 치료 등에 관한 고려가 동반되어야 하나 국내 조사자료에서는 이를 반영할 수 있는 자료원이 거의 없으므로 (혼란변수로 작용할 수 있는) 우울의 진단이나 치료를 통제하기 어렵다<sup>26)</sup>. 그러나 우울 지표 자체(특히 CES-D로 측정된 우울 수준)가 가지는 의미를 고려하여 우울지표는 그대로 사용하되, 한계점을 보완하기 위해 자살생각을 함께 사용하도록 한다. 본 연구의 연구대상인 중년층 이상에서 우울이 자살과 깊은 상관관계가 있다는 점에서 자살생각은 타당한 결과변수로 보인다.

## 1) 우울

### (1) 우울의 개관

우울은 장애를 유발하기도 하며(Bilsker, 2006) 무기력을 동반하여 자살을 유발할 가능성도 높다(NMHA, 2004). 그 뿐 아니라 다른 정신질환과 비교했을 때 그 증상의 발현에 있어 이전부터 관련요인으로써의 상황요인, 즉 환경적 요인이 더 중요하게 작용한다는 것으로 밝혀졌는데(Okonogi et al. 1998), 이 때문에 사회경제적 변수인 경제적 불안정의 영향을 확인하는데 적절하다. 경제수준, 건강상태, 생활사건의 변화 등과 같은 사회환경적

26) 우울의 진단이나 치료에 영향을 주는 요인들을 분석모형에 추가함으로써 우울의 치료 여부를 간접적으로 통제할 수 있을 것이나, 우울 경험, 진단 및 치료 영향 요인을 분석한 이해중 등(2014)의 연구에 따르면 만성질환, 행동 제한 등으로 모형에 이미 포함된 변수들 외에 대리지표로 사용할만한 변수를 찾기 어려웠다.

요소들이 스트레스 상황을 증가시키는 요인으로써 우울에 적지 않은 영향을 줄 수 있으며(김정선과 신경림, 2004; Sandanger et al., 2004), 최근에는 급변하는 사회현상으로 인해 그 중요성이 더욱 부각되고 있다(최미경과 이영희, 2010). 스트레스적인 생애사건에의 노출은 우울의 위험요인으로 작용하는데(Kessler, 1997, 2003) 특히 손실을 동반한 스트레스적 사건은 우울의 위험(risk of depression)을 증가시키고, 위험(danger)을 동반하는 스트레스적 사건은 우려의 위험(risk of anxiety)을 증가시킨다(Brown, Harris & Eagles, 1993).

## (2) 우울의 발생과 역학(dynamics)

우울에 대해서는, 결함(defect)이나 수준(dose)이나 하는 근본적인 문제가 제기되기도 한다(Junaid, 2016). 즉, 우울이 정신적인 ‘결함’으로 인해서 발생하는 문제인지, 아니면 일종의 pandemic한 심리적 기제로 나타나며 일정 수준을 초과하는 우울만이 문제가 되는 것인지(‘용량’의 문제)에 대한 논의는 우울의 존재에 있어서 중요한 의미를 가질 것이다. 우울 관련 연구들에서 우울의 진정(소강)이나 재발을 다루는 것을 볼 때, 신체적인 질병처럼 유병 여부를 가릴 수 있는 정신적인 결함이라기보다는 용량(수준)의 문제로 보는 것이 타당할 것이다.

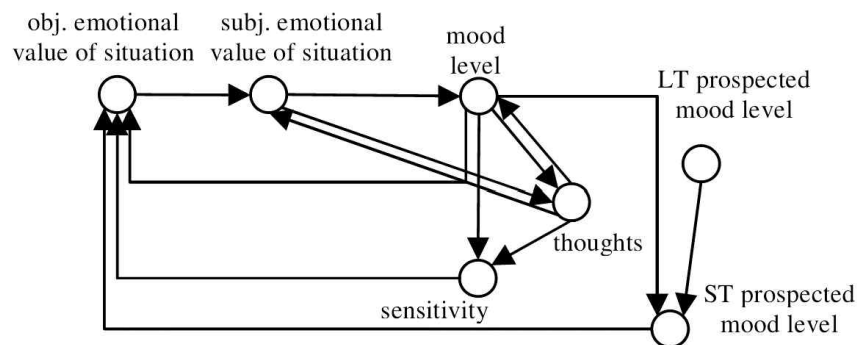
Price(2009)는 정신질환 중 하나인 우울은 다윈의 진화론적 관점에서 사회적 선택/비선택 과정에서 진화의 일환으로 나타났다고 설명했다. 즉, 결함 때문에 우울이 나타나는 것이 아니라는 의미이다. 김성일과 정용철(2001)은 우울을 단순한 슬픔이나 울적한 기분 상태에서부터 지속적인 상실감이나 무력감을 포함하는 정서 장애까지 인간의 광범위한 심리상태를 포함한다고 설명하였고, 이주은(1996) 역시 우울은 인간이 보편적으로 가지고 있는 다양한 감정의 하나로, 정상인들이 스트레스 사건에 나타내는 가벼운 우울반응에서부터 정신치료의 도움을 필요로 하는 비정상의 범주에 이르기까지 연속적인 특성을 갖는다고 보았다.

<표 4> 우울 발생 이론과 본 연구의 관련성

Lazarus & Folkman(1984); Pearlin, et al.(1981); Southwick, Vythilingam & Charney(2005)	위험요인 (스트레스 변수)	보호요인 (자원·조절 변수)
	↓	↓
본 연구	경제적불안정	소득보장(e.g.연금)

우울의 발생을 설명하는 기존 이론들은 스트레스 적응 이론(Lazarus & Folkman, 1984), 스트레스 과정이론(Pearlin, et al., 1981), 탄력성 이론(Southwick, Vythilingam & Charney, 2005) 등이 있으며(정덕진, 2014) 이들은 공통적으로 우울증 발생에 기여하는 위험요인과 이를 완충하는 보호요인을 구분하고 있다. 이 접근은 본 연구에서 경제적 불안정-제도적 보호기제의 관계를 설정한 것과 유사하며 이론적 구분을 본 연구에 적용해보면, 경제적 불안정은 우울에 대한 스트레스 변수·위험요인이며 제도적 보호기제인 소득보장제도는 자원변수·조절변수·보호요인이라고 할 수 있다(<표 4>).

일부 연구(Both, et al., 2008)에서는, 본 연구에서의 접근과 유사하게, 우울 발생을 설명하는 데 있어 객관적 영향요인과 주관적 영향요인을 구분하기도 한다(<그림 5>).



<그림 5> Mood Dynamics 모형(Both, et al., 2008; Figure 1)



### (3) 우울 수준의 측정<sup>27)</sup>

본 연구에서는 여러 측정도구 중 CES-D를 우울 수준을 나타내는 측정도구로 사용하고자 하는데, CES-D는 우울증상의 유무와 심한 정도를 측정하는 비진단적 검사로, (선별도구로써) 경제적이고 적용이 용이하며 측정자의 훈련이 불필요하여 측정오차를 피할 수 있는 장점이 있어(윤서영, 임재형, 한창수, 2012) 지역사회 연구에서 우울 증상의 정도를 잘 반영하고, 국가·민족간, 연령군별 남녀간의 우울증상의 유병률을 비교하는 데 폭넓게 사용된다(Park & Kim, 2011).

원래 CES-D는 우울증의 지역사회 역학조사용으로 미국정신보건연구원(National Institute of Mental Health; NIMH)에 의해 1971년에 개발된 20개 문항으로 구성된 자기보고형(self-report) 우울척도<sup>28)</sup>이며, 우울증의 일차선별용 도구이다(Boyd, Weissman, Thompson, & Myers, 1982). 도구의 질문 문항들은 BDI, SDS, MMPI-DS 등 이전의 신뢰도와 타당도가 검증된 다른 우울척도들에서 선발되었으며(윤서영, 임재형, 한창수, 2012) 높은 내적 일치도와 타당도가 입증되어져 있다(Radloff & Locke, 1986).

이 도구는 지난 일주일 동안 경험한 우울증상의 빈도에 따라 우울증상을 네 단계의 수준으로 측정한다. 우울증상의 심한 정도(severity)는 0점에서 3점까지이며 총점은 0점에서 60점까지이다. 이 총점은 우울증상의 정도를 측정할 때 사용되는데(Radloff, 1977) 점수가 높을수록 우울증이 심한 상태를 의미한다.

우울의 특성과 병인론을 고려할 때, 이를 신체적 질병과 같이 이분법적(질병의 유무)으로 나누기 어렵고 오히려 심리상태의 고저(height of dose)로 보는 것이 보다 정확한 측정 방법일 것으로 보인다. 그러나 일정 수준 이상이 되면 임상적인 관점에서 질병이라고 분류할 수 있을 정도의 심각성을 가질 수 있으므로 기존 연구들에서 유효한 것으로 판별된 절단점을 적용하여 임상적인 의미를 갖는 우울의 발생 여부를 이분형 변수로 사용하고자 한다.

임상적인 상황에서 치료의 필요성이나 증상의 심각성 등을 판별하기

---

27) 본 연구에서의 논의는 분석에서 종속변수로 사용되는 CES-D에 국한하며, 해밀턴우울척도(HDRS)나 몽고메리-아스버그우울척도(MADDRS) 등 임상가 평가척도에 대해서는 다루지 않는다.

28) 20문항 전부가 활용되는 것이 일반적이나, 조사에 따라 11문항의 축약형 도구를 사용하기도 한다.

위해 설정되는, 유의미한 수준을 구분할 할 수 있는 역치가 인구집단의 특성에 따라 다르게 나타나기는 하지만<sup>29)</sup> 우울 수준을 연속선상에서 본다면 우울 점수(혹은 수준)의 증가라는 결과에 대한 해석이 어려워지는 문제가 발생한다. CES-D는 임상적 진단을 위해 개발된 도구가 아니므로 개별점수에 대한 해석이 어렵기 때문이다(Radloff, 1977). 또 우울 점수의 증가는 초기 수준에 따라 다른 의미를 가지며 - 예컨대 아주 낮은 수준에서의 1점 증가와 역치 부근에서의 1점 증가, 그리고 그로 인한 절단점 초과 - 이는 다른 질환이나 자살행동에 대한 과급효과라는 면에서 서로 다른 의미를 가질 것이기 때문이다. 그리고 연속형 변수를 사용하여 분석을 실시하였을 때와 이분형 변수를 사용하였을 때, 분석 결과가 많이 달라지지 않았으므로 해석의 편의성이 있는 이분형 변수를 선택하였다.

단, 이 측정도구는 비임상적인 측정도구이므로 유력한 우울증을 선별할 수 있는 절단점이라고 하더라도 임상적인 우울장애 유무를 진단할 수 없다(서국희 등, 1998).

#### (4) 한국인의 우울

조사도구와 한국인의 우울 측정 간의 관계는 허만세(2014)의 연구에서도 다루어진 바 있다. 허만세(2014)는 국내 전국정신역학조사의 결과와 달리 시간의 경과에 따라 감소하는 한국복지패널의 CES-D점수<sup>30)</sup>에 대해, 전체적인 수준의 감소라기보다 우울 증가군과 낮은 우울수준 유지군 및 우울 감소군 등 이질적인 집단의 결합 때문에 나타나는 현상이라고 설명했다.

29) 한 예로, 서구에서는 CES-D(20문항: 총점 60점)의 절단점으로 16점(유력한 우울증)과 25점(확실한 우울증)을 사용하는 데 반해(Park & Kim, 2011), 한국에서는 - 임상적 진단과는 별개로 - 우울 증상의 선별 기준을 21점으로, 한국판 CES-D의 절단점으로는 DSM-III-개정판의 주요우울장애 진단기준을 만족하는 사례를 판별하기 위해서는 25점이 적절한 것으로 보고되었다(Cho & Kim, 1998).

또 축약형 CES-D(11문항: 총점 33점)에 있어서, 전체 인구집단의 경우에 7점이, 노인 인구집단에 있어서는 6.7점이 유의미한 절단점인 것으로 나타났다(CES-D 60점 중 16점의 절단점과 동등한 의미)(Yokoyama et al., 2008).

30) 도구의 제한점 외에도, 반복측정으로 인한 자기오류나, 조사자를 인식하여 솔직하지 않게 대답할 가능성이 있다. 주관적인 설문항목으로 구성되어 있고 객관적인 근거 없이 기억에 의존해 개인의 심리상태를 조사하므로 매 년 차별화된 상태를 반영하지 못하거나, 조사자에게 부정적 이미지가 만들어질 것을 꺼려해 자신의 상태를 거짓으로 응답할 수 있기 때문이다.

그러나 패널참여자들이 지속적으로 고령화된다는 점을 생각할 때, 우울수준 유지군 및 감소군의 영향으로 인해 전체적인 우울 수준이 지속적으로 감소한다는 것은 추가적인 검토가 필요할 것이다. 이와 관련해 우울 증상은 우울증의 발현에 따라 다소 다르게 측정될 가능성이 있고, 인종이나 지역에 따라 그 측정의 정확도가 달라질 수도 있다. 본 연구에서 주요 지표로 설정한 CES-D의 경우, 백인 이외의 인종에 대해서는 우울의 예측가능성이 다소 떨어질 수 있음을 Moazen-Zadeh & Assari(2016)의 연구에서도 확인할 수 있다.

한국인의 경우, (미국인과 비교했을 때) 죄책감이나 우울감(mood)과 같은 정신적 증상보다는 자살생각이나 자살행동 건강염려와 같은 신체화된 증상으로 나타나는 경향이 있다(Jeon, et al., 2014). 즉, 한국인들은 감정이 억압되어있고 우울증을 표현하는 수준이 낮아 우울증이 과소진단될 가능성이 있다는 의미이다. 이는 우리나라 뿐 아니라 중국계 미국인 등 동아시아 지역 국민들에게 전체적으로 나타나는 경향이며, 정신적인 불편함이 발생하더라도 이를 신체적인 증상으로 바꾸어 표현한다. 이 때문에 한국인의 우울증은 신체화 경향이 강하고, 화병과도 관련이 깊을 것으로 보인다(김종우, 2009).

임윤선 등(2013)에 따르면 우리나라 사람들이 우울증을 두통과 같은 신체화 증상으로 위장하는 경향은 심신의 구분이 명확하지 않은 한국인의 특성과 상징적인 심신관계론에 의거한 한방의학의 영향 때문이다(김정범, 2003). 이에 더해 남성의 경우, 신체적 허약함도 드러내지 못하는 권위적 문화가 보편화되어있으므로, 신체화 증상과 심적 우울감 모두를 표출하지 못하고 있는 것으로 설명하였다. 따라서 전세계적으로 적용되는 도구를 사용하는 경우, 한국의 우울 증가가 정확히 측정되지 않을 수 있고 우울 여부를 평가하는 데 별도의 절단점이 필요할 수 있다.

## 2) 자살

### (1) 자살의 개관과 중요성

자살은 사망이라는 극단적인 불건강 형태 중 하나인 동시에, 사회 해체의 또 다른 징후이기 때문에 건강의 사회적 결정의 관점에서 중요한 의미를 가진다. 현 시대의 자살은 사회구조의 급격한 변화에 따라 급증해왔으며 사회구조적 압력과 밀접한 관계가 있으므로, - 개인의 선택을 넘어 - 사회적 타살이라고도 볼 수 있기 때문이다(김성일, 2013).

자살은 신체적 불건강보다 정신적인 불건강 - 우울 - 과 밀접한 관련이 있을 뿐 아니라(Klerman, 1987), 자살률 급증은 지위구조의 변동이나 역할갈등에 따른 개인의 긴장에 기인한다는 점(김성일, 2013)에서, 건강의 사회경제적 결정요인의 관점에서도 중요한 의미를 가진다. 사회적·경제적 불안정이 (불건강의 극단적인 형태인) 사망에도 영향을 줄 수 있다(Bævre & Kravdal, 2014)는 것을 보여주는 근거가 되기 때문이다.

### (2) 자살의 역학과 위험요인

자살의 역학은 연령대에 따라 다소 다른 것으로 보이는데, 젊은층에서는 우울을 느끼고 자살을 저지르기까지의 시간이 짧은 데 반해서, 좀 더 나이든 계층 특히 노인집단에서는 하나의 사건이나 재난이 자살의 원인이 되지는 않는다(Chassin et al., 1994). 오히려 개인이 가지고 있는 특수한 성격이 자살시도나 자살(성공)에 기여한다. 다시 말해서, 부정적 사건에 대한 노출 자체보다 사건에 대해 어떻게 대응할지와 관련된 개인의 개성이 자살과 연관성이 더 높는데(Chassin et al., 1994) 이러한 면에서 부정적 사건 뿐 아니라 이에 대한 개인의 지각까지를 포괄하는 ‘경제적 불안정’의 영향을 확인하는 데 적절한 결과변수가 될 수 있다.

자살의 위험 요인은, 자살 발생과의 관계성을 고려하여 원거리 요인과 근거리 요인으로 나눌 수 있고 - 자살이 발생하는 토대와 관련된 요인은 원거리 요인, 자살 사건 발생 그 자체와 연관되는 요인은 근거리 요인 - ,

변수의 범주별로는 사회인구학적, 정신의학적, 생물학적, 가족적 그리고 상황적 요인으로 나눌 수 있다(Mościcki, 1995). 이 중 정신의학적 위험요인은 기저 정신질환과 약물중독 등을 포함하며, 원거리 요인으로 작동한다. 기저 정신질환은 매우 중요한 역할을 하며, 상황적 요인이 매우 나쁘더라도(근거리 요인) 정신질환이 없다면 자살과 관련된 생각/시도 등을 하지 않을 가능성이 매우 높다. 그러나 중요한 것은, 자살자들이 많은 경우 정신질환을 앓고 있었을 것으로 보이지만(근거가 있지만) 제대로 혹은 적절하게 진단·치료를 받지 못한 경우가 많다는 점이다(Chassin et al., 1994). 이러한 현상은 정신건강이 좋지 않을 것임에도 불구하고, 사회적 낙인 등 부정적 시각과 무지각(스스로 인지하지 못함)으로 인해서 정신보건 서비스를 제대로 받지 못하고 있는 국내의 억눌린 정신보건 수요와도 연결된다. 따라서 국내 정신보건을 측정할 때 자살과 관련된 변수를 사용하는 것은 타당한 접근인 것으로 판단된다.

자살의 영향요인의 범주는 다양하지만, 경제적 관점에서 주요한 요소는 소득과 실업, 그리고 연령이다(Hamermesh & Soss, 1974). 이론적으로 소득의 증가는 개인의 소비를 증가시키고 만족도를 높여주는 데 반해 실업은 개인의 기대소득을 감소시킨다. 연령은 증가할수록 생애 및 건강 유지비용이 증가하며 이에 따라 잔여 생애 효용이 감소하게 된다. 소득이나 실업과 같은 현재시점에서의 상태 외에도, 경제 영역에서의 불안정성 역시 - 예측 불가능성이라는 측면에서 - 자살에 기여할 수 있다(김재원과 권순만, 2014). 경제적 불안정으로 개념화될 수 있는 경제적 영역의 불확실성은 개인의 기대소득을 낮출 뿐 아니라 상당한 스트레스원으로 작용할 수 있을 것이다.

우울과, 통증 및 고통(suffering)이 중요한 자살 위험요인이며(Chassin et al., 1994), 경제적 불안정은 우울, 통증에 기여(Chou et al., 2016 등)하고 또 정신적 고통의 일부가 된다. 따라서 자살은 경제적 불안정의 영향을 분석하기에 적절한 건강결과일 것이다.

### (3) 자살의 측정: 자살생각, 자살시도, 완결된 자살

자살에 대한 영향요인이나 인과관계를 파악하기 위해서는 완결된 자살(이미 발생한 자살)을 대상으로 하는 것이 타당할 것이나, 자살에 성공한 사람들은 인터뷰가 불가능하므로 그 원인을 정확하게 파악하기 어렵다(Cavanagh et al., 2003). 하지만 자살이 자살생각-자살계획-자살 시도-자살실행(성공)의 복합적인 과정으로 나타나므로(Neeleman, de Graaf & Vollebergh, 2004), 자살 생각이나 시도 등에 대한 위험요인들의 기여도를 파악함으로써 실제 자살에 대한 영향을 간접적으로 파악할 수 있을 것이다.

자살에 대한 부정적 인식 때문에 자살 생각이나 자살 시도에 대한 응답의 정확성이 의심될 수는 있으나 자살생각 여부에 따라 자살 시도의 확률이 매우 달라지고(Carlson & Cantwell, 1982; 박재산과 문재우, 2010; Conwell, 2001), 자살시도자들의 자살 실행률이 높음(Owens, Horrocks, & House, 2002; Suominen et al., 2004; Conwell, 2001)을 볼 때 자살생각은 자살의도를 반영하는 지표이며(김경희 등, 2010) 자살 실행에 대한 일차적인 예측지표가 될 수 있을 것이다(박은옥과 최수정, 2013).

자살시도는 실제 완결된 자살자와는 다소 다른 특성을 보이기 때문에, 자살을 직접적으로 예측한다고 보기 어려울 수 있다(Chassin et al., 1994). 실제 자살자는 남성 비율이 높고 도구를 이용하는 경우가 많은데 반해 자살시도는 여성의 비율이 높고 약물과용이 많았기 때문이다. 실제 자살과의 불일치는 자살생각도 마찬가지이다. 자살생각은 자살에 있어 중요한 위험요소이지만, 자살생각자 중 대부분은 자살을 시도하거나 실제로 목숨을 끊지 않는다. 예컨대 불치병이나 난치병을 가진 환자들은 자살생각을 많이 하지만 실제로 행동에 옮기지는 않는다.

그러나 본 연구의 목적은 자살의 영향요인을 밝히는 것이라기보다 경제적 불안정에 따른 부정적 정신건강 결과를 측정하기 위한 지표로써 사용하므로, 자살생각이나 자살시도를 자살의 대리지표로 사용하는 것이 연구의 목적에 위배되거나 통계적 문제를 유발하지는 않는다. 그러나 성별 영향의 왜곡을 피하기 위해 자살시도보다 자살생각 지표를 사용하는 것이 적절할 것으로 보인다.

자살 생각이나 자살 시도의 경우, 기간을 한정하는 것이 영향요인을

밝히는 데 보다 정확성을 높일 수 있을 것이다. 기간을 한정하지 않은 경우, 과거 시점의 자살생각이나 자살 시도까지 모두 포함되기 때문에 유병률을 분석하는 것과 같은 결과를 도출하게 된다. 또한 우리나라의 자살에 대한 사회적 낙인(부정적 인식 수준)을 고려할 때, 자살생각이나 자살시도에 대한 응답이 실제보다 낮을 가능성이 있으므로 충분한 사례수를 확보하는 것 역시 중요한 고려사항이 될 것이다.

#### (4) 한국인의 자살

한국은 전체 자살률이 세계 1위일 뿐 아니라, 특히 노인자살의 경우 압도적으로 많은 비중을 차지한다. 앞에서 다루었던 한국인의 우울 문제와 연관하여, 한국에서의 높은 자살률은 자살 발생 이전에 정신보건 측면에서의 중재가 제대로 작동하지 못하기 때문이라는 지적이 많다. 우울이 제대로 진단되지 못하기 때문에, 가벼운 수준의 정신질환일 때 예방조치를 취하지 못하고 개인 스스로 견딜 수 없는 상황이 되었을 때 극단적인 결과로서 나타난다는 의미이다.

사회적 체면을 중요하게 생각하는 아시아지역의 특성상, 한국에서 사망 원인은 정확하게 보고되지 않을 가능성이 높으므로 사망 중 자살이 차지하는 비율이, 실제 자살보다 적게 조사되었을 것으로 보인다. 가족이나 다른 일반인들은 자살을 부끄럽거나 수치스러운 것으로 생각하기 때문에, 사망증명서를 작성할 때 거짓으로 작성하기도 한다. 또 자살은 종교적·문화적·법적 전통을 위반하는 행위이자 거버넌스의 질이 형편없다는 것을 반영하기 때문에 정부에서도 정확한 통계를 모으려고 하지 않는다(Hendin et al., 2008).

자살생각이나 자살시도 역시 측정오류(사회적 낙인을 두려워 하기 때문에 나타나는 과소응답)의 문제가 있지만, 실제 조사되는 자살의 사례 수도 과소보고될 가능성이 있다는 의미이다. 그러나 (사회적 낙인의 가능성에도 불구하고) 자살생각이나 자살시도에 대해 솔직하게 응답한다는 것은 그만큼 정신적인 부담이 심하다는 반증일 수 있으므로 정신건강이 좋지 않음을 측정하는 데는 자살생각이나 자살시도 지표를 사용하는 것이 문제가 되지 않을 것으로 보인다.

## 5. 경제적 불안정과 사회적 개입, 그리고 건강

경제적 불안정과 관련된 이론 및 실증 연구들을 고찰해본 결과, 종합적으로 도출된 개념도는 <그림 6>과 같다. 경제적 불안정은 객관적 및 주관적 요소로 구성되어 있으며, 주관적 요소는 인식/인지적 요소와 감정/정서적 요소로 나눌 수 있다. 개념의 표현에서 유사한 표현을 함께 제시하는 이유는 선행 연구들에서 이러한 표현들이 함께 사용되고 있으며, 암시하는 뉘앙스가 조금씩 다르기 때문이다.

이론적 고찰 결과, 경제적 불안정의 중요성이 증가하고 있으며 개념 정의에서 드러나는 다면적 성격에 주목하여 다룰 필요가 있다는 것을 알 수 있다. 또한 경제적 불안정이 유발하는 결과는 경제적 영역에 국한되지 않으며, 그 영향의 종착점은 건강으로 나타날 것이라는 것 역시 확연하게 드러난다. 반대로 경제적 불안정에 대한 정책적 개입인 소득보장정책의 영향 역시 건강결과로 나타날 수 있다. 즉, 정책 평가라는 점에서 보면 정책의 효과를 평가하는 데 있어 새로운 결과변수로서 건강이 등장할 가능성이 있다. 특히 사회경제적 지위의 영향이 정신건강과 밀접한 관계가 있고 보다 그 영향이 즉각적으로 나타날 수 있음을 고려할 때, 신체건강보다는 정신건강 영역이 적절한 지표가 될 수 있을 것임을 알 수 있다.

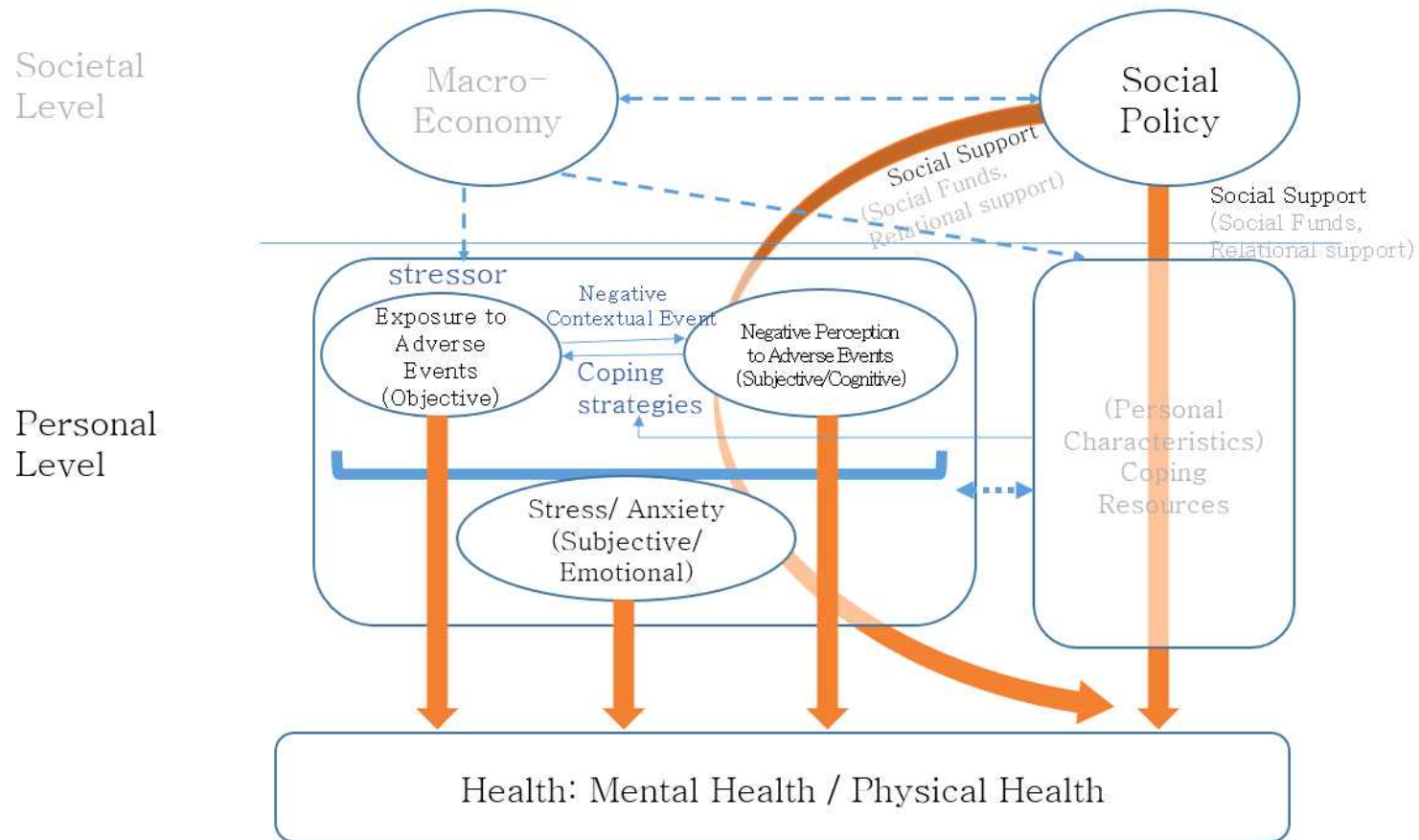
이론적으로 고찰한 내용을 종합하여, 경제적 불안정과 노후소득보장정책이 정신건강에 미치는 영향을 도식화(<그림 6>)하였는데 거시경제의 영향이나 개인의 속성에 대해서는 구체적으로 다루지 않았다. 경제적 불안정의 객관적 요소 - 역사적(adverse events) 노출 - 는 개인의 인식에 대해 부정적 맥락요인으로 작동하며, 역사적(adverse events) 노출에 대응하기 위한 전략에 개인의 속성이 영향을 주게 된다. 예컨대 개인의 성향이나, 사회적 관계, 기존에 가지고 있던 경제적 자원 등에 따라 역사적(adverse events) 노출에 따른 물리적 결과나 개인의 인식 수준이 달라질 수 있다. 경제적 불안정의 발생으로 인한 스트레스, 걱정 등은 경제적 불안정에 대한 부정적 인식(경제적 불안정의 인지적 요소)와는 다소 구분되며 보다 일반화될 수 있는 개념이다. 경제적 불안정의 발생으로 인한 물리적 결과와 그에 대한 인식으로부터 경제적 영역과 관련된 부정적/긍정적 감정들이 나타날



수 있다. 경제적 불안정의 세 가지 요소는 건강에 각각 영향을 주게 된다. 영향을 미치는 과정은 독립적으로 나타날 수도, 연속적으로 나타날 수도 있으나 아직 경제적 불안정의 요소들 사이의 관계가 정립되지 않은 상태이므로 분석의 편의를 위해 독립적일 것으로 가정하였다.

경제적 불안정으로 인한 부정적 결과들을 방지하고 완충하기 위해 사회보장정책이 개입할 수 있다. 사회보장정책은 사회 차원에서 경제적 자원을 제공하는 경제적 개입과 관계를 지원함으로써 사회적 자원을 유지할 수 있도록 하는 사회적 개입이 있을 수 있는데 본 연구 내 분석의 초점은 경제적 개입, 그 중에서도 직접 노후생활에 필요한 소득을 보조해주는 노후소득보장정책이다. 사회정책은 소득/자산을 증가시키고 관계를 개선하는 등 개인의 속성을 변화시키는 역할을 하며, 직접적으로 경제적 불안정을 경감하는 역할을 할 수 있다. 경제적 불안정 수준의 변화나, 개인 속성의 변화는 최종적으로 개인의 건강에도 영향을 주게 된다.

경제적 불안정과 사회보장정책의 영향을 받는 개인은 신체건강 및 정신건강 모두에서 변화를 경험하게 될 것이나, 정신건강에 대한 영향을 비교적 단기간에 나타나는 데 반해 신체적인 영향은 보다 장기간 노출되었을 때 나타날 것으로 보이며 이것과 관련해서는 우울증상의 신체화를 참고할 수 있다.



<그림 6> 개념적 틀: 경제적 불안정과 사회적 개입, 그리고 건강

### III. 연구방법

본 장에서는 실증분석에서 사용할 변수들에 대한 설명과 여타의 우울 영향 요인들을 효과적으로 통제하기 위한 우울 영향요인 모형에 대해 다루고, 자료원에 대해 설명한 다음 실증 분석의 구체적인 분석 방법들을 논의 하도록 한다.

#### 1. 실증분석모형

본 연구에서 실증적으로 분석하는 내용은 <그림 7>과 같다. 첫 번째 세부 연구(경제적 불안정과 중·고령자의 정신건강)에서는 정신건강에 대한 경제적 불안정의 영향을 확인하며, 분석에서 사용되는 변수는 좌측 상자 안에 들어있는 7개의 지표<sup>31)</sup>이다. 두 번째 세부 연구(노후소득보장제도와 고령자의 정신건강)에서는 경제적 불안정과 대비되는 정책적 개입으로서, 공적 소득보장(income support) 중 비기여식 연금제도의 효과를 분석한다. 여러 소득 보장 정책 가운데 연금제도의 효과를 확인하는 것은 본 연구의 분석 대상 중 일부인 고령층에 대한 공적 제도이기 때문이며, 한국 노인의 정신건강 문제에서 경제적 부담과 관련된 부분이 상당하기 때문이다.

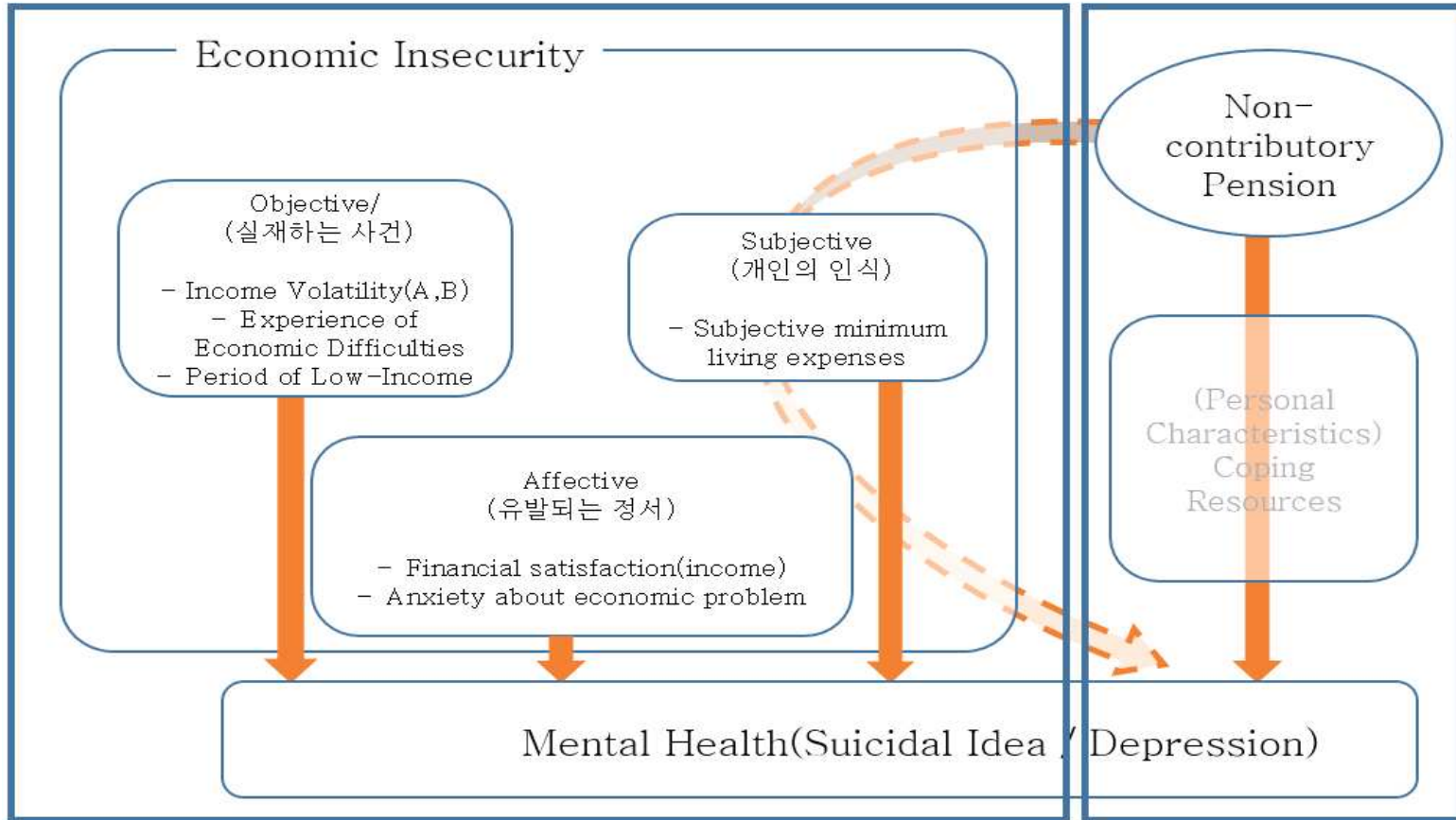
이론적 모형에서는 사회보장정책이 경제적 불안정을 경감시키거나 개인의 소인에 영향을 줌으로써 정신건강에 영향을 주는 것으로 나타났으나, 분석 자료의 제한을 고려하여 정책효과를 확인하는 계량 분석에서는 정책의 직접효과를 주로 다루며 개인의 소인이나 경제적 불안정에 대한 영향 기제에 대해서는 질적 연구 및 추가적인 양적 분석에서 확인하였다.

---

31) 소득변동성 지표는 측정 방법에 따라 소득변동성A 및 소득변동성B 두 가지의 지표로 측정하였다. 측정 방법은 세부연구 1의 독립변수 부분을 참고.

<세부연구 1>

<세부연구 2>



<그림 7> 실증분석 적용모형

## 2. 세부연구 1: 경제적 불안정과 중고령자의 정신건강

### 1) 자료원: 한국복지패널조사(KOWEPS)

분석을 위한 자료로는 한국복지패널조사자료 3차-10차(조사년도 기준 : 2008년-2015년) 자료를 사용하였다. 한국복지패널은 한국보건사회연구원의 차상위빈곤패널, 자활패널과 서울대학교 사회복지연구소의 한국복지패널을 통합, 2006년 출범한 자료이다. 2006년 1차년도 기준으로 7,000여가구를 대상으로 함으로써 국내최대규모 패널을 구축하였고, 조사 대상에 제조도와 농어가 가구를 포함하고 있어 전국 대표성을 가지고 있다.

한국복지패널은 외환위기 이후 빈곤층, 근로빈곤층, 차상위층의 가구형태, 소득수준 및 취업 상태가 급격히 변화하고 있는 상황에서 다양한 인구집단의 생활실태와 복지욕구 등을 역동적으로 파악함으로써 정책 설계에 기여하고 정책집행의 효과성을 평가하는 등 정책 환류에 기여하고자 하는 목적으로 만들어졌다. 2005년 인구주택총조사 자료로부터 일반가구와 저소득층 가구(중위소득 60% 미만)를 각각 3,500가구씩 추출, 최종적으로 7,072가구가 최초 표본으로 구축되었다. 한국복지패널조사 자료는 국내 가구단위 패널 조사 중 한국의료패널 조사 다음으로 표본 규모가 크며, 1차 조사시 처음 추출된 표본인 원가구 표본 유지율이 다른 패널조사 자료보다 높은 장점이 있다(김미곤, 2009). 또 다른 조사 자료에 비해 설문문항의 변동이 많지 않고 10차년도 이상의 자료가 축적되어 있으므로 시계열적 분석이 보다 용이하며, 저소득층이 과대표집되어 취약계층을 대상으로 하는 연구에 유용하게 사용할 수 있다.

경제적 불안정이라는 개념이 시간의 속성을 포함하고 있기 때문에 가능한 시간적인 측면을 많이 반영할 수 있도록 가용한 자료를 모두 사용하는 것을 원칙으로 하였다. 그러나 경제적 불안정의 측정 변수 중 하나인 경제적 어려움 변수가 1-2차년도와 3차년도부터의 측정 방법이 다르므로 이를 고려하여, 2006-2007년 조사 자료를 제외하고 2008년(3차)-2015년(10차)에 조사된 8개년도 자료를 분석 대상으로 하였다. 한국복지패널조사

는 우울, 자아존중감 등 예외적인 일부 변수를 제외하고는 모든 조사가 지난해 1년 동안 혹은 지난 해 12월 31일을 기준으로 이루어지므로, 실제 분석 대상 기간은 2007년-2014년도 이다.

분석에 한국복지패널조사 자료에서 제공한 가중치는 적용하지 않았는데, 한국복지패널조사 자료에서의 종단·횡단 가중치는 추출된 표본이 성별·연령·지역적 대표성을 가지도록 하여, 연구결과를 국민 전체로 확대 해석할 수 있도록 하는 - 외적타당도를 높이는 - 역할을 한다. 그러나 본 연구는 특정 연령군을 대상으로 한 분석이므로 가중치를 적용하지 않고 연령집단의 특수성을 반영한 분석을 실시하였다.

## 2) 연구 대상: 45-79세 중·고령자

본 분석에서는 2014년을 기준으로 하였을 때, 45세 이상-80세 미만(1933-1969년생) 중·고령자를 분석 대상으로 하였다(Cheng & Chan, 2008). 경제적 필요와 사회적 책임감이 극대화되는 연령군을 중년으로 보았으며, 분석 시작시점이 2008년이므로 분석 대상이 38세-72세일 시점부터를 분석하게 된다.

중년의 구분은 무엇을 기준을 하느냐에 따라 달라진다. 예컨대 연금수령 개시 연령을 기준으로 하면 64세까지를 중년에 포함할 수 있을 것이나 일반적인 (주된 일자리에서의) 퇴직을 기준으로 한다면, 고령자고용촉진법에 준해 55세 미만까지를 중년으로 제한해야 할 것이다(김동엽, 2012). 50-64세에 대해서는 고용노동부·보건복지부·안전행정부·통계청 등에서 ‘준고령’, ‘신중년’, ‘준노인’ 등 다양한 이름으로 부르고 있으나(브릿지경제, 2014.09.30.), 통일된 기준은 부재한 상태다. 따라서 본 연구에서는 45-64세를 모두 중년으로 지칭하고, 65세-79세를 전기노인으로 간주하고 이들을 모두 경제적 불안정 분석의 대상에 포함한다.

### 3) 분석방법: 혼합모형(Mixed Models)

본 연구에서 사용하는 자료는 동일 개인에 대한 반복 측정 자료(종단 자료)이면서, 개인 및 가구의 다층위로 구성되어 있는 다층 자료이다. 개인 수준의 자료와 집단 수준의 자료가 결합된 자료를 분석할 때, 층위를 고려하지 않는 경우 회귀계수 추정치의 표준오차가 작게 나와서 귀무가설이 기각되는 결과(over-rejection:과도한 기각)가 초래될 수 있다<sup>32)</sup>(Cheah, 2009). 이와 같이 여러 개의 층위로 나뉠 수 있는 자료를 분석할 때는 집단화(clustering)를 확률효과로 볼 것인지 고정효과로 간주할 것인지에 따라, 혼합모형이나 고정효과모형을 적용할 수 있고, 그 외에 분석할 때에는 층위를 고려하지 않고 다만 표준오차에 대한 집단화 보정을 하는 방법(Moulton, 1990)을 사용할 수도 있다.

혼합모형은 군집화(clustering)를 모형에 반영할 때, 2수준에 확률효과 개념을 도입하는 데 반해, 고정효과 패널분석에서는 2수준의 효과가 고정된 값을 가진다(고정효과)고 가정하며 층위를 구분하지 않고, 집단화 변수를 하나의 범주형 변수로 모형에 포함한다. 전자의 방법은 사례들이 무작위로 퍼져있을 것을 가정하지만, 후자의 방식은 여러 개 병원의 환자를 함께 분석하는 등, 임의적으로 집단화가 이루어진 자료/실험에 사용될 수 있다. 또 혼합효과 모형과 달리, 고정효과 분석에서는 공변량의 영향을 추정할 수 없고 효율성이 낮은 단점이 있다(Fitzmaurice, 2005).

본 연구에서는 개인-가구의 집단화가 임의적으로 이루어졌거나 사례 추출이 임의적이라고 보기 어려우므로 확률효과를 도입하는 혼합모형이 보다 적절할 것이다. 그리고 집단화 보정을 적용하더라도 혼합모형 추정시와 비교했을 때 여전히 가설 검정 시에 귀무가설에 대한 과도한 기각(over-rejection)이 나타날 가능성이 높았으므로(Cheah, 2009) 확률효과를 적용하는 것이 정확한 가설 검정에 도움이 된다.

혼합모형은 시간의 경과에 따른 개인 수준의 변화를 모형화할 수 있고, 반복측정자료에 보다 유연하다. 즉, 균형패널자료가 아니라도 분석이 가능하며, 시간이 연속적인 경우에도 적용가능하다. 또 공변량의 구조가 고

---

32) 통계적 검정(LR test)에서도, 모든 분석 모형에서 층위를 고려하는 다수준분석이 단층분석보다 적절한 것으로 나타났다( $p=0.0000$ ).

정되어있지 않고, 이를 규명하는 통계적 검정에 따라 공변량의 구조를 결정하게 되므로 보다 유연하게 여러 상황에서 사용할 수 있고 층위의 수준을 고차원으로 확장할 수 있는 장점이 있다(Hedeker, 2013).

혼합모형은 고정효과 인자와 확률효과(무선효과)인자가 함께 사용되는 모형으로, 다층모형(MLM)이나 위계적 선형모형(HLM) 등 다양한 이름으로 불리우나 개념적으로는 동일하다. 일반적인 회귀모형들은 오직 하나의 오차항을 가정하는 반면, 혼합모형(다층모형)에서는 측정 수준별로 여러개의 오차항들을 갖는다. 즉, 분석에서 첫 번째 수준은 시간(측정시점)이고 두 번째 수준은 개인(측정개체)이며 세 번째 수준은 집단(측정개체들의 상위집단)이다. 이 분석법에서는 동일 개인에 대한 반복측정치들의 유사성, 동일 집단(e.g. 가구)에 속하는 개인의 유사성을 함께 고려할 수 있기 때문에 회귀 분석 가정들의 위반이라는 점에서 대안적으로 사용될 수 있다 (CrossValidated, 2017).

본 연구의 분석 자료에 대해 검정(LR test)을 해보았을 때 고정계수보다 확률계수모형이 더 적절한 것으로 나타났지만, 확률효과를 상수에만 적용하고 계수에 대해서는 고정효과를 가정하였다. 확률효과를 계수에 적용하게 되면 개체간의 차이를 볼 수 있으나, 본 연구는 영향의 유무나 크기를 밝히는 데 연구의 목적이 있고 개체나 그룹간 차이는 연구의 범위를 벗어나므로 고정계수 및 확률상수 모형을 적용하였다.

관찰값의 시간적 분산을 사용해 변수를 계산하는 경우, 예컨대 Kim, Subramanian, & Kwon(2015)의 연구와 같이 관찰 기간 내 소득의 분산으로 소득 변동성을 측정하는 분석에서는 전 분석 기간 동안 하나의 관찰 값만이 계산되므로, 시간적 차원을 위계적 모형에 포함하기 어렵다. 따라서 매 시점 관찰되는 변수들에 있어서는 시간-개인-가구의 3개 수준을 적용하며, 시간적 차원이 변수에 포함되는 저소득 해당 기간이나 소득의 시간적 분산 변수에 대해서는 개인-가구의 2개 층위만을 반영하여 분석을 실시하였다. 관찰시점, 개인, 가구의 3개 층위를 기준으로 한 본 연구의 분석 모형은 <수식 1>과 같이 나타낼 수 있다.



$$\log\left(\frac{\pi_{hit}}{1 - \pi_{hit}}\right) = \beta_0 + \beta_1 X_{1hit} + \dots + \beta_K X_{Khit} \quad (\text{수식 1})$$

$$+ \beta_{K+1} X_{K+1hit} + \dots + \beta_M X_{Mhit} + z_{ht} u_h + z_{it} u_i + \epsilon_{hit}$$

$$\log\left(\frac{\pi_{hit}}{1 - \pi_{hit}}\right) : \text{우울(CES-D11} \geq 7) \text{일 확률}$$

/ 자살생각 경험이 있을 확률.  $P(Y = 1)$

$$\beta_0 : X=0, u=0 \text{일 때 결과변수의 값(Y절편 / 상수)}$$

$$X_{hit} : \text{개인 단위 독립} \cdot \text{통제변수}$$

$$X_{ht} : \text{가구 단위 독립} \cdot \text{통제변수}$$

$$\beta_1 \sim \beta_K : \text{개인 단위 변수의 coefficient. 개인 효과와 가구 효과의 합으로 구성됨}$$

$$\beta_{K+1} \sim \beta_M : \text{가구 단위 변수의 coefficient. 가구 효과로만 구성됨.}$$

$$z_{ht} : \text{가구 단위에서의 random effect를 나타내는 공변량(covariates).}$$

$$z_{it} : \text{개인 단위에서의 random effect를 나타내는 공변량(covariates).}$$

$$m(\text{본 분석에서는 fixed slope/random coefficient model을 사용하므로 } z_{ht} = z_{it} = 1)$$

$$u_h : \text{가구 단위의 효과. 특정 가구에 속해있음으로 인해 나타나는 효과(시간불변)}$$

$$u_i : \text{개인 단위의 효과. 특정 개인의 고유한 특성(시간불변)}$$

$$\epsilon_{hit} : \text{오차항(가변적). } \epsilon \sim (0, \sigma_\epsilon^2)$$

$$K : \text{독립변수 및 통제변수 가운데 개인 단위 독립} \cdot \text{통제변수의 개수}$$

$$M : \text{독립변수 및 통제변수의 총 개수}$$

$$h(\text{가구}) = 1, \dots, L / \text{level 3}$$

$$i(\text{개인}) = 1, \dots, m / \text{level 2}$$

$$t(\text{관찰시점}) = 1, \dots, n / \text{level 1}$$

결과변수가  $P(Y=1)$ 로 표현되는 로지스틱 분석의 경우, 결과를 제시하는 데 있어서 오즈비(odds-ratio)나 한계효과(marginal effect)를 주로 사용한다. 그러나 분석 1에서와 같이 패널-다수준 자료에 대한 분석인 경우, 시계열 자료의 특성상 여러 가지 추가 가정이 필요해지므로 한계효과를 계산하는 데 제약조건이 많다. 따라서 분석 1의 결과를 제시하는 데는 오즈비(odds ratio)를 주로 사용하며 참고를 위해서는 한계효과가 아닌 로지스틱 모형의 회귀계수를 제시한다. 분석을 위해서는 STATA의 xtlogit을 사용하였다.

#### 4) 독립변수: 경제적 불안정

그동안의 연구들에서는 경제적 불안정 상태와 건강과의 관계를 다룰 때, 경제적 불안정이라는 포괄적 개념을 사용하기보다는 직업적 불안정에 따른 영향을 확인한 연구가 주를 이루었다. 이는 직업적 불안정이 가구 소득과 밀접한 관계에 있기 때문이다. 그러나 고용 불안정의 결과로 노동시장 이탈 인원이 증가하므로 시계열 분석 시 분석 가능 사례가 감소하고, 불안정 고용에 대한 자발성 여부에 따라 이질적인 성격을 띠 수 있는 한계가 있다.

최근 소득 변동성에 대한 연구가 일부 등장하였으나 물질적 결핍 등 그 외 영역에서의 경제적 불안정의 여러 가지 측면을 모두 고려한 연구는 많지 않다(Linz & Semykina, 2010). 경제적 불안정은 거시경제의 변동성이 증가하고 있는 현대사회에서 각별히 주의를 기울여야 할 대상이며, 본 연구에서는 경제적 불안정의 다면적 속성을 실증분석에 반영하여 그 영향력을 확인하고자 한다. 실증분석에서 경제적 불안정을 측정하는 데는 이론적 고찰에서 다른 바와 같이 총 7개의 객관적·주관적 지표를 사용하였다.

##### (1) 객관적 지표

경제적 불안정을 측정하는 객관적인 지표는 소득 변동성과 경제적 어려움의 두 가지를 사용하였다. 소득의 변동성은 가구원 균등화소득을 사용하고, 직전년도와의 차분값(소득변동성 A)(장효진, 2015)을 이용하는 방법과 분석기간 전체에 대한 시간분산(소득변동성 B)(Kim, Subramanian, & Kwon, 2015)을 이용하는 방법 두 가지를 모두 적용하였다.

소득변동성 A 지표는 패널 분석 시에 사용하였고, 소득변동성 B 지표는 분석 자료 중 가장 최근 시점 자료인 2014년을 기준으로 하여 계산하였다. 직전년도와의 차분값을 나타내는 소득변동성 A 지표의 경우, 경제적 불안정과 무관한 소득 변화(예: 호봉으로 인한 소득 증가 등)가 있을 수 있으므로 연속변수보다는 일정 구간 이상의 변화를 변수화하는 것이 타당할 것으로 보인다. 본 연구에서는 Bævre & Kravdal (2014)의 접근을 따라 소득 증가는 30%, 소득 감소에 대해서는 15%의 역치를 설정하였다.<sup>33)</sup>

소득 외 영역에서 경제적인 불안정으로 인해 발생하는 부정적 경험으로써 ‘경제적 어려움’ 변수를 추가로 고려, 경제적 불안정 측정의 다면성을 보완하였고 이때의 측정도구는 이순아와 이상록(2016)의 ‘물질적 결핍’의 측정도구<sup>34)</sup>를 사용하였다. 경제적 어려움은, 주거나 의료, 영양 섭취 등의 분야에서 실제로 어려움을 겪은 적이 있었는지를 조사한 항목이다. 어려움 경험 여부에 따라 더미변수(유경험: 1 / 무경험: 0)로 코딩하였다. 또 저소득에 노출된 시간을 고려하기 위해 분석 기간 중 저소득 가구에 해당하는 기간을 변수화하여 분석에 포함하였다.

## (2) 주관적 지표

### ① 인지적 측면

경제적 불안정을 반영하는 인지적 측면의 지표로는 주관적 최저생계비를 사용하였다. 실제 가용자원과 인식수준의 상관성 때문에 실제 소득수준 및 가구원 수를 통제할 필요가 있으나 모형에 두 변수가 이미 포함되어 있어 별도의 통계적 보정은 하지 않았다.

33) 국외 연구에서의 소득 증감의 역치를 국내 연구에 그대로 적용하는 데 대한 타당성이나 의미에 대한 논란이 있을 수 있으나, 해당 역치를 사용하였을 때 원래의 연구(Bævre & Kravdal, 2014)와 같이 인구집단이 비교적 고르게 나누어졌으므로 편향되지 않은 역치라고 생각되어 그대로 적용하였다. 한국적 맥락에서 유의미한 소득증감의 역치를 구하는 것은 본 연구의 목적이거나 애초의 범위에서 벗어나므로 이에 대해서는 추후의 연구에서 다루고자 한다.

34) 이순아와 이상록(2016)은 한국복지패널에서 조사하는 ‘과거 1년간의 음식섭취, 주거, 전기·수도·가스 등 생활 필수재, 건강·의료이용 등의 영역에서 경제적 어려움으로 인해 기본적인 욕구가 충족되지 못한 경험’의 11종류를 물질적 결핍의 측정에 사용하였다. 해당 문항들은 박탈지수 산출에 활용되기도 하며 음식결핍(5개 문항: ① 먹을 것이 떨어졌는데도 더 살 돈이 없었던 경험, ② 먹을 것을 살 돈이 없어서 균형 잡힌 식사를 할 수 없었던 경험, ③ 식사 양을 줄이거나 식사를 거른 경험, ④ 먹어야 한다고 생각하는 양보다 적게 먹은 경험, ⑤ 배가 고프는데도 먹지 못한 경험), 주거결핍(2개 문항: ① 2달 이상 집세가 밀렸거나 집세를 낼 수 없어 집을 옮긴 경험, ② 추운 겨울에 난방을 하지 못한 경험), 생활필수재결핍(2개 문항: ① 전기·전화 요금 등 공과금을 기한 내 납부하지 못한 경험, ② 전기·전화·수도 요금 중 하나 이상을 내지 못해 전기·수도·전화 등이 끊긴 경험), 건강·의료결핍(2개 문항: ① 돈이 없어서 본인이나 가족이 병원에 갈 수 없었던 경험, ② 연속 3개월 이상 건강보험 미납으로 인하여 보험 급여자격이 정지당한 경험) 등 11개 문항을 포함한다. 관련 설문 문항 가운데 ‘가구원 중 신용불량자가 된 경험’은 결핍과 무관하게 발생할 가능성이 있으므로 제외하였고 ‘자녀의 공교육비를 한 달 이상 주지 못한 경험’은 혼인상태/자녀유무/연령에 따라 차별적인 경험이므로 포함하지 않았다.

## ② 감정적 측면

경제적 불안정과 관련된 감정적인 측면은 경제적인 상태와 관련된 걱정·우려나 만족도 등으로 측정할 수 있는데, 본 연구에서는 소득에 대한 만족도와 경제적 문제와 관련된 갈등·우려를 변수로 사용하였다. 먼저 소득에 대한 만족도는 가구 소득에 대해 매우 만족·만족이라고 응답한 경우를 만족(1), 보통·불만족·매우 불만족(0)의 더미변수로 코딩하였고, 경제적 문제와 관련된 갈등이나 우려는 개인이 지난 1년간 걱정한 문제의 원인 중 1,2위가 (가구의) 경제적 문제, 가구원의 취업·실업, 주거 관련 문제인 경우를 경제적 불안정에 따른 우려라고 정의, 관련 갈등 또는 우려경험 있음(1)과 없음(0)으로 구분하였다.

<표 5> 독립변수: 경제적 불안정 영향 분석

변수		사용변수
구분	변수	측정
객관적 지표	1) 소득변동성 (<A>더미변수· <B>연속변수)	<A> 당해연도 소득과 직전년도 소득 비교시 1) 소득 증가: 30% 이상 증가한 경우 (1) / 그렇지 않은 경우 (0) 2) 소득 감소: 15% 이상 감소한 경우 (1) / 그렇지 않은 경우 (0)
인식적 지표	2) 경제적 어려움 경험 (더미변수)	<B> 분석기간 동안의 소득의 시계열적 분산  당해 연도 경제적 어려움을 경험 (1) / 미경험 (0) (총 9개 항목)
	3) 저소득 (가구) 해당 기간 (연속변수)	분석기간 중 저소득에 해당했던 기간(년) (저소득 기준: 중위소득 60% 이하)
	4) 주관적 최저생계비 (연속변수)	당해 연도 주관적 최저생계비 수준(백만원)
정서적 지표	5) 경제적 만족도 (더미변수)	당해 연도 가족의 수입에 대해 만족 (1) / 불만족 (0)
	6) 경제적 갈등 및 우려 (더미변수)	지난 1년간 근심이나 갈등을 초래한 문제의 1순위 혹은 2순위가 ‘경제적 어려움’, ‘가구원의 취업 및 실업’, ‘주거관련문제’라고 응답한 경우 (1) / 그렇지 않은 경우 (0)

## 5) 통제변수: 중·고령자 우울에 대한 영향요인

수급자의 우울 수준에 대한 독립변수의 영향을 추정하기 위해서는, 우울에 영향을 미치는 다른 제반요인들을 통제할 필요가 있다. 영향요인들의 통제는, 개인의 차별적인 자원 접근성이나 개인의 속성을 고려한다는 의미이므로 이를 통제하는 경우, 독립변수의 영향에 대한 보다 정확한 추정이 가능할 것이다.

기존에 우울의 발생을 설명하는 이론적 접근들은 우울 발생과 관련된 요인들을 위험-보호요인으로 구분하고 있다(정덕진, 2014). 본 연구의 목적은 우울에 대한 위험요인-보호요인을 규명하는 것이 아니라, 소득보장정책의 효과를 평가하는 것이다. 따라서 선행연구에서 발견된 영향 요인들을 이론적으로 구분(위험-보호요인)하지 않고 다만 영역별로 구분하여 제시한다. 우울 요인들의 영역은 인구학적·경제적·사회적·심리적·건강관련 영역 등으로 나누었다(김동배와 손의성, 2005).

인구학적 요인 중 연령은 우울 수준 증가와 정(+)의 관계에 있는데, 연령 증가에 따른 신체적·심리적 변화 뿐 아니라 사회적 관계의 축소, 외부활동의 감소 등이 영향을 주는 것으로 보인다. 특히 노년기에는 역할 상실이나 능력의 감퇴, 사회적 접촉의 감소와 고립, 배우자 사망, 동년배의 죽음 등을 경험하게 되므로 다른 연령군에 비해 우울이 증가하게 된다(김태현과 김수정, 1996; 박인옥, 1998). 남녀에 있어서는 여성이 남성보다 우울수준이 높았는데(강상경, 2010; 강상경과 권태연, 2008) 그에 대한 설명으로는 생물학적 요인인 유전적 기질, 호르몬의 영향과 심리, 사회적인 요인인 사회적 지위, 학습된 무력감, 역할 갈등 등이 제시되고 있다(한수정, 2002).

교육수준은 우울 수준과 역(-)의 관계에 있었고(강상경과 권태연, 2008) 교육수준이 이용가능한 자원을 대변하는 요소이기 때문에(이미애, 2011) 이러한 영향이 나타난 것으로 보인다. 배우자 유무에 따라서는, 배우자가 있는 경우보다 없는 경우(강상경, 2010)에 우울 수준이 더 높았다.

경제적 변인 중 소득 수준은 우울 수준과 역(-)의 관계가 있었고(강상경과 권태연, 2008) 취업 여부 등의 경제활동 상태가 우울수준에 직접적인 영향을 주는 것으로 나타났으나(강상경, 2010) 영향의 방향성은 개별연구마다 다르게 나타난다.

사회·심리적 변인과 관련해서는 사회적 관계 및 가족관계에 대한 만족도를 고려할 수 있다. 사회적 관계에 대한 만족도는 사회적 지지와 연결될 수 있는데, 사회적지지 수준이 높거나 사회활동이 많을수록 우울수준이 낮았다(신창환, 2010). 이는 사회적 지지를 통해 사회적 인정 욕구를 충족하고 개인이 자신의 위치와 인정받고 있음을 자각하게 할 수 있기 때문이며(황윤경, 1996) 사회적 관계 만족도를 통해 외부 관계에서 얻는 심리적 자원에 대해 파악할 수 있다.

또, 중년기 이후에는 가족이 정신·심리적으로 중요한 역할을 하는데, 가족관계 만족도를 통해 가족들과의 관계에서 얻는 심리적지지 등을 유추할 수 있다. 가구 규모와 별도로, 일부 가족구성원이 부재한 경우 심리적 안정감이 낮아질 수 있다. 이를 반영하기 위해서 가구형태 변수를 별도로 모형에 포함하였다. 이 변수를 통해서 편부·모 가정, 조손가정 등에 속하는 경우 이에 따른 인구학적·정신심리학적 영향을 통제하도록 하였다.

건강 관련 요인으로는 만성질환 유무, (입원)의료이용경험 유무를 포함함으로써 경증 및 중증의 건강문제를 동시에 고려하도록 하였다(조맹제 등, 1998; Park et al., 2007).

## 6) 결과변수: 우울 및 자살생각

### (1) 우울수준(CES-D)

본 분석의 주요 결과변수는 연구 대상자의 조사 시점 당시의 우울 수준이며, 한국복지패널조사(KoWEPS)에서는 11문항으로 구성된 축약형 CES-D으로 우울수준을 측정한다. 허만세 등(2015)에 따르면 한국어판 축약형 CES-D 척도가 성별 및 연령대에 관계없이 측정 불변성이 유지되며, 원래의 척도에서 나타나는 4가지 요인(우울 정서요인, 긍정적 정서요인, 신체적 증상 및 둔마된 행동요인, 대인관계요인)의 모형에 잘 부합되므로 축약형 CES-D를 사용하는 것은 원래의 척도를 사용하는 것과 동등한 의미를 가질 것으로 보인다.

그러나 축약형 CES-D를 사용하는 경우, 20문항 조사시와 총점이 달라 이분형 변수를 구성할 때 기존의 절단점을 적용하기 어렵다. 대부분의 국내 연구에서는 축약형 CES-D점수에 대한 절단점을, 20문항으로 조사되는 CES-D 점수에 20/11을 곱하여 설정하고 있었다. 이 계산에 따르면 CES-D 20의 최소 절단점인 16점은, CES-D 11에서는 8.8점으로 환산된다.

그러나 허만세 등(2016)의 연구에 따르면 농촌 노인의 자살위험군 임계치가 6점인 것으로 계산되므로, 8.8점은 현실과 맞지 않는 지나치게 높은 수준인 것으로 판단하였다. 따라서 20문항 조사를 기준으로 하는 절단점을 산술적으로 환산하는 방법은 적절하지 않고, 11문항 조사에 적용될 수 있는 별도의 기준점이 필요하다.

관련 국내 연구는 허만세 등(2016)의 연구뿐인데, 분석 대상이 ‘농촌 노인’에 국한되므로 본 연구에 확대 적용하기는 무리가 있다. 따라서 본 연구에서는 가장 유사한 상황으로 보이는 Yokoyama et al.(2008)의 연구를 참고하여 총점 33점에 대해 7점을 절단점으로 사용한다. 이 점수는 총점이 60점일 때 16점과 동등한 의미를 가지므로 ‘유력한 우울증’을 판별하는 기준이 된다.



## (2) 지난 1년간의 자살생각 여부

중·고령층에서의 높은 자살발생률과 경제적 압박의 정신적 영향을 고려하여 자살생각 여부를 부가적인 결과변수로 사용하였다. 자살 생각여부는 ‘지난 한 해 동안 자살하는 것에 대해 진지하게 생각한 적이 있는지’의 여부에 따라 경험이 있으면 1, 경험이 없으면 0으로 처리하여 더미 변수화하였다. 본 연구의 자료원인 한국복지패널조사에서 ‘지난 1년간의 자살생각’에 대한 조사는 제7차년도(2012년 시행)부터이므로 자살생각에 대한 분석은 2012-2015년에 조사된 2011-2014년의 4개 시점만을 분석하기로 한다. 자살 위험을 측정하기 위해서는 자살시도가 실제 자살에 더 가까운 변수이나, 정신건강 측면에서 자살 시도보다 자살 생각이 정신건강의 범주에 더 가까우며 비교적 사례수를 많이 확보할 수 있어, 자살생각 변수를 선택하였다.

<표 6> 통제변수와 결과변수: 경제적 불안정 영향 분석

변수구분	사용변수	
	변수	측정
통제변수	성별	남성(0) / 여성(1)
	연령	연속변수(세)
	인구학적 특성	혼인상태 유배우자(0) / 이혼·사별 등(1) / 미혼(2)
		교육수준 무학(1) / 초·중학(2) / 고교이상(3)
		가구규모 동거가구원 수(명)
		가구형태 부자·모자·조손 등 결손가정(1) / 기타 (0)
	가구자산	가구자산 (백만원)
	가구경상소득	가구연간경상소득 (백만원)
	경제적 특성	개인근로소득* 개인 연간 임금소득·비임금소득·기타소득 총합(백만원)
		경제활동여부 비경활(0) / 경활(1)
통제변수	주거형태	자가(0) / 비자가(1)
	사회·심리적 요인	사회적관계만족 불만족(0) / 만족(1)
		가족관계만족 불만족(0) / 만족(1)
	건강 관련 요인	만성질환 없음(0) / 있음(1)
		입원의료이용 이용경험 없음(0) / 있음(1)
결과변수	우울 수준	CES-D 척도 11문항 합산점수 $\geq 7$ (1) CES-D 척도 11문항 합산점수 $< 7$ (0)
	자살생각	지난 한 해 동안 자살하는 것에 대해 진지하게 생각한 적 있음(1) / 없음(0)

\* 45-64세 남성 분석(하위집단 분석)에서만 사용

## 7) 추가분석: 45-64세 남성 하위집단 분석

중년층 이상 남녀 모두를 대상으로 하는 본 연구의 주된 분석에서는 가구 내의 자원 공유를 고려하여 가구 단위의 소득을 사용하였지만, 정신건강의 측면에서 개인소득이 가구소득보다 더 큰 의미를 가질 수 있다. 가구균등화 소득 계산방법의 한계로 경제적 불안정의 영향이 제대로 추정되지 못할 가능성이 있고 특히 중년 남성의 경우 경제적 요인이 강력한 스트레스를 유발하며 우울의 결정요인이 된다(Lang et al., 2011; Sarmiento & Cardemil, 2009). 여전히 한국에서 가구생계부양자 역할을 하는 남성에게 경제적 요인은 매우 중요할 것이며, 이 때문에 본인의 소득이 보다 직접적인 영향이 있을 것으로 보인다.

경제적 위기로 인한 건강 위험은 성별, 연령, 교육수준 등에 따라 차별적으로 나타나는데(Glonti et al., 2015), 한국은 비교적 가구 내 자원 공유가 일반적이며 여성의 경우 자신의 소득보다 배우자의 경제적 지위가 중요한 의미를 가진다(김재원과 김정석, 2015). 따라서 여성이 포함된 본 분석에서는 가구 소득을 사용하는 것이 타당할 것이나, 개인 근로 소득을 사용하여 남성에 대한 추가 분석을 수행할 필요가 있다.

생애주기에 따라 사회경제적 지위가 우울에 미치는 영향이 다르게 나타날 가능성이 있다(강상경과 권태연, 2008). 노년기의 경제활동 참여는 사회에서의 역할상실 및 사회적 고립감 발생을 억제하는 역할을 하는 데 반해(Desrosiers et al., 2009), 노인 근로자 중 51.3%는 최저임금 이하의 임금을 받고 있으므로 경제적 측면에서 소득 발생에 크게 기여한다고 보기 어렵다(김정근과 강석영, 2013). 대부분의 고령자가 노후대비가 미흡하므로 근로소득은 중요한 소득원이지만, 이들의 경제활동 참여는 가구를 부양하는 중년층에서의 경제활동과는 다소 다른 의미를 가질 것이다.

선행연구에 따르면 근로 유무와 같은 경제적 속성은 65세 이상 현재 노인의 우울에는 통계적으로 유의한 영향을 주지 않았을 뿐 아니라(정순들과 구미정, 2011) 노년기에는 경제적 만족도조차 객관적인 경제적 자원보다 건강상태와 사회적 관계에 의해 더 큰 영향을 받고 있었다(김정근과 강석영, 2013). 이는 노인의 정신건강에 대해 사회적 요인의 영향이 더 클 가능성을 내포한다.

베이비붐 세대에서 부정적인 소득 전망이나 극대화된 소득 양극화 등의 경제적 요인은 우울의 원인이 될 수 있다(김지훈과 강욱모, 2014)는 기존 연구의 결과를 참고하여 경제적 필요에 따른 영향을 가장 많이 받는 45-64세 남성만을 하위집단 분석에 포함한다.

### 3. 세부연구 2: 노후소득보장제도와 고령자의 정신건강

경제적 불안정에 대한 정책적 개입으로는, 정부가 수급자의 소득을 보장해주는 정책들을 예로 들 수 있을 것이다. 본 연구에서 주로 다루고 있는 중·고령자의 경우, 시간이 흐르면서 은퇴를 경험하게 되며 그 이후로는 노후소득보장정책의 수급자가 된다. 따라서 본 파트에서는 고령자에게 제공되는 공적인 노후소득보장정책 즉 공적연금제도를 분석하고자 한다. 연금 제도를 분석대상으로 하는 정신건강 영향 분석은 정책의 효과를 밝히는 데에도 용이한데, 고령자의 경우 삶의 변화가 크지 않고 또 정신건강을 종속변수로 하는 경우 정책의 효과를 보다 빨리 관찰할 수 있기 때문이다(Adler & Newman, 2002).

본 연구에서는 우울로 측정되는 정신건강에 대한 기초노령연금(2008년 도입)의 효과를 확인하고자한다<sup>35)</sup>. 2008년 도입된 기초노령연금에 대해 도입 직후인 2009년에 제도도입의 사회경제적 영향 평가를 위한 연구가 진행된 바 있으나, 가용한 통계 자료가 없어 일부 분석은 시뮬레이션을 통해 가상적으로만 분석을 실시하였고 경제적 변화로 인한 건강영향 등은 고려되지 않았다. 본 연구에서는 계량적 접근을 통해서 비기여식 연금인 기초노령연금의 정신건강 효과를 분석하는 한편, 영향 기제 탐색을 위한 추가적인 분석을 함께 실시하였다.

#### 1) 자료원: 한국복지패널조사(KOWEPS)

앞서의 계량분석과 동일하게, 공적 비기여식 연금의 영향에 대한 분석 역시 한국복지패널조사(KOWEPS)자료를 사용한다. 연령을 제한하지 않고 실시하는 조사인 만큼, 중·고령자만을 대상으로 하는 고령화연구패널조사

---

35) 제도 효과 평가의 시의성을 고려하면 2014년 도입된 기초연금을 분석 대상으로 하는 것이 적절하다. 그러나 기초연금은 기초노령연금의 연속선상에서 시행되어 이전 시점에 기초노령연금 수급이력이 없는 신규 수급자의 수가 제한적이므로 통계 분석에 충분한 표본의 수를 충족하기 어렵다. 또 연중(7월)에 시작되어 기초연금의 제도 효과를 기존 제도 효과와 분리하기 어렵다는 단점이 있어 기초노령 연금을 분석 대상으로 하였다. 또 건강에 대한 노후소득보장제도의 효과는 다루어진 바가 거의 없으므로, 처음 도입된 기초노령연금부터 그 영향을 확인하는 것이 보다 적절할 것으로 생각되었다.

(KLoSA)나 국민노후보장패널조사(KReIS)에 비해 분석 사례의 수는 제한적이다. 그러나 매년 실시된 조사이므로 기초노령연금 수급자의 사전 조건을 통제하기 용이하고, 선행연구(Lloyd-Sherlock & Agrawal, 2014)에서 확인된 바와 같이 신혼효과(Honeymoon Effect)가 있는 비기여식 연금 제도의 영향을 확인하기 적절한 장점이 있다.

한국복지패널조사(KOWEPS)는 조사 대상 중 저소득 가구가 과대표집(가구소득이 중위소득의 60% 이하인 저소득 가구가 전체 조사 사례의 50%)하였기 때문에, 저소득 가구에서 더 유효할 것으로 보이는 기초노령연금의 효과를 분석하는 데 보다 적절하다. 기초노령연금제도의 효과분석을 위해서는 2007년-2008년에 대한 자료가 필요한데, 한국복지패널조사(KOWEPS)는 대부분의 설문이 직전년도 기준이므로 3-4차 자료(조사년도 기준: 2008-2009년)를 주로 사용하고 우울 측정 변수만 당해 연도 조사 값을 사용하도록 한다.

## 2) 연구대상: 70세-79세 고령자

본 연구에서는 공적 노후소득보장제도가 정신건강에 미치는 영향을 확인하기 위해서, 2008년 기초노령연금제도와 고령자 우울 수준 사이의 인과적 관계를 분석하고자 한다. 정책의 개입 효과를 정확하게 추정하기 위해서는 정책적 개입이 없을 경우 수혜군과 비수혜군이 동일할 것이라는 가정이 충족되어야 한다. 그러나 본 연구의 분석 대상인 기초노령연금의 경우, 일정 소득 이하의 집단이 수혜 대상이 되므로 무작위 추출이 적용되지 않아, 위의 가정을 검증하기 어렵다. 대안적으로 사전 시점의 특성을 유사하게 제한해주기 위해서, 성향점수짜짓기(PSM) 등을 사용할 수 있으나 이 방법을 사용하는 경우 소득 기준점을 중심으로 표본들이 편향적으로 재추출(re-sampling) 될 위험이 있다.

따라서 본 연구에서는 수혜군의 특성을 중심으로, 가장 정책효과가 명확하게 드러날 수 있도록 분석 대상을 제한하였다. 먼저, 기초노령연금 이전에 극빈층 노인에 대해 지급되던 노령연금과의 구분을 위해, 2006-2007년 노령연금<sup>36)</sup>을 받은 노인은 분석에 포함하지 않았다. 기초생활보장급여

수급자는 2006-2007 노령연금 수급자를 제외하는 조건 때문에 기초생활 보장급여 수급자 중 상당수가 연구 대상에서 배제되었기 때문에, 사례수의 제한(20사례 미만)을 고려하여 연구대상에 포함하지 않았고, 사적연금 수급자 역시 그 사례가 매우 적어서 제외하였다(10사례 미만).

기초노령연금은 2008년 1월 1일 도입 시 70세 이상 노인 중 소득 하위 60%를 대상으로 시작하였으므로<sup>37)</sup> 1년 동안 정책 수혜 대상이었던 70세 이상-80세미만 노인<sup>38)</sup>(1928-1937년 출생자)만을 분석 대상에 포함하였다. 그리고 정책효과는 기초노령연금 수급자의 수급액에 따라 달라질 수 있는데, 매 달 최대 지급액이 단독가구 8.4만원, 부부가구 13.4만원 등 높지 않은 것을 고려하여 상한액을 1년 동안 지속적으로 수급한 가구들을 분석 대상으로 하였다<sup>39)</sup>. 이 방법을 사용하면 별도로 수급액을 통제할 필요가 사라지며, 단독가구 및 부부가구 수급군에서 지급 상한액을 매달 받은 가구가 절반 가량을 차지하므로 분석 사례의 부족 문제도 발생하지 않았다.

기초노령연금은 수급 가구의 소득액과 자산액을 기준<sup>40)</sup>으로 하여 정책 수혜가 결정되므로, 수급자군과 비수급자군의 소득 및 자산 규모가 매우 상이할 가능성이 있다. 그러나 기초노령연금의 수급은 근본적인 문제를 해결하기는 어려우므로 사회경제적 지위가 월등하게 높은 인구집단과 비교할 경우 정책의 효과를 확인하기 어려울 수 있다(강소랑과 문상호, 2013). 본 연구에서는 수급군과 비수급군의 비교가능성을 높이고자 수급자군의 소득 및 자산의 최댓값을 이용, 비수급자군의 소득 및 자산의 최댓값을 제한하고 특수직역연금 수급자를 제외하였다.

---

36) 극빈 노인에게 지급되는 노령연금 외에 만 65세 이상 노인에게는 매 달 12,000원(서울 기준)의 ‘노인교통수당’이 지급되어왔으나, 기초노령연금의 도입으로 제도가 폐지되었고 기초노령연금 비수급 가구는 2008.12.31.까지만 한시적으로 노인교통수당을 지급하였다.

37) 이후 2008년 7월 1일부터는 65세 이상 노인으로 대상 인구집단을 확대하였다.

38) 노년기가 확대되면서 노년기 내에서 연령군을 세부분류할 필요가 증가하였는데, 전기·중기·후기 노인은 각각 다른 특성을 가지며, 연령이 증가할수록 사회경제적 지위보다는 신체적 기능이 우울 발생에 더 큰 영향을 주었으므로 중·장년층과 연결되는 연령대인 전기노인으로 분석 대상을 국한하였다.

39) 가용한 자료는 연간 기초노령연금수급 총액 뿐이므로, 수급자가 누구인지, 각 달의 수급액 등은 알기 어렵다. 분석에서는 수급가구 내 70세 이상 노인은 모두 수급자인 것으로 가정하였다.

40) 2008년 기초노령연금은 자녀 등 부양의무자의 소득이나 재산은 고려하지 않았고, 이에 대한 보완은 2014년 기초연금에서 이루어졌다.

### 3) 분석방법: 이중차이모형(DD) 및 삼중차이모형(DDD)

본 연구에서는 순수한 정책효과를 밝혀내기 위해서 이중차이모형(Difference in Differences; 이하 DD)을 사용하였다. DD는 정책효과평가에 자주 사용되는 분석모형으로, 정책개입 전-후 시점의 정책수혜군과 비수혜군의 변화를 동시에 비교함으로써 원인과 결과의 연관성을 추정하는 방법이다. 시간차원(정책개입 전-후)에서 발생하는 차이와 수혜군-비수혜군 사이에서 발생하는 차이를 구분하여 분석할 수 있는 장점이 있으며 수급집단의 전-후 차이에서 비수급집단의 전-후 차이를 빼서 정책의 순수한 효과를 추정할 수 있다(<표 7>).

<표 7> 이중차이 모형의 개요

	정책개입 전	정책개입 후	시간 차이 (프로그램실시여부)
정책수혜군	$\beta_0 + \beta_1$	$\beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \beta_4$	$\beta_2 + \beta_4$
정책비수혜군	$\beta_0$	$\beta_0 + \beta_2$	$\beta_2$
DD(이중차이; 정책의 순수한 효과)	:		$\beta_4$

일반적으로 DD를 적용한 분석에서는 정책 시행 전후에 결과변수 측정을 위해 일정 기간의 시간차를 두게 된다. 그러나 본 연구에서는 해당년도 1월부터 연금수급이 시작되며, 연중 조사가 실시된 것을 고려하여 당해연도(2008년) 우울을 결과변수로 사용하였다. 또 연금은 수급 직후부터 긍정적인 영향이 나타나기 시작하며, 첫 해에 그 영향력이 가장 뚜렷한 ‘신혼효과(honeymoon effect)’(Lloyd-Sherlock & Agrawal, 2014)가 있는 것으로 확인되어 연금수급과 결과변수 사이의 시차를 줄이는 것이 정책효과를 확인하는 데 적절하다고 판단하였다.

또, 기초노령연금제도는 지속적으로 시행된 제도이기 때문에 2009년 측정값을 결과변수로 사용하는 경우에 2009년의 기초노령연금 수급여부도 함께 통제해주어야 하는 문제가 있다. 이렇게 되면 사례수가 상당히 손실될 뿐 아니라, 2008년의 수급에 따른 영향이 아니라 2년간의 수급에 대한 영향을 확인하는 셈이 된다. 따라서 정책시행이후 우울 측정의 시점은 별



도의 기간을 두지 않고 정책이 시행된 2008년 조사 값을 사용하는 것을 원칙으로 하였다.

기초노령연금은 개인 단위로 지급되는 연금이나, 부부가 함께 수급할 때는 일정 금액이 감액된다. 그리고 본 연구에서 사용하는 자료인 한국복지패널조사(KOWEPS)에서는 가구별 수급액만이 조사되므로, 수급가구 중 수급자를 따로 추출하기 어렵다. 정책 효과를 확인하는 데 있어 연금 수급액 수준을 통제하는 것은 매우 중요하므로, 연간 기초노령연금의 수급액과 연령기준을 활용하여 수급가구의 유형을 노인부부가구(가구 내 부부 모두가 기초노령연금 수급자인 경우)와 노인단독가구(가구 내 기초노령연금수급자가 1인인 경우)로 나누어 추가적으로 삼중차이모형(Difference in Difference in Differences; 이하 DDD)을 적용하였다(<수식 2>).

$$\log\left(\frac{\pi_{ij}}{1 - \pi_{ij}}\right) = \beta_0 + \quad (\text{수식 2})$$

$$\beta_1 D_P + \beta_2 D_T + \beta_3 D_G + \beta_4 D_P^* D_T + \beta_5 D_P^* D_G + \beta_6 D_T^* D_G + \beta_7 D_P^* D_T^* D_G + \beta_8 X_{8ij} + \dots + \beta_K X_{Kij} + \beta_{K+1} X_{K+1j} + \dots + \beta_M X_{Mj} + u_j + \epsilon_{ij}$$

$$\log\left(\frac{\pi_{ij}}{1 - \pi_{ij}}\right) : \text{우울(CES-D11} \geq 6.7) \text{일 확률. } P(Y = 1)$$

$\beta_0$  :  $X=0, u=0, D_P=D_T=D_G=0$ 일 때 결과변수의 값(Y절편 / 상수)

$D_P$  : 기초노령연금 수급권 여부를 나타내는 더미변수. 수급권에서  $D_P=1$

$D_T$  : 정책 전·후를 나타내는 더미변수. 정책이후시점에서  $D_T=1$

$D_G$  : 수급권 가구 유형(노인부부가구/노인단독가구)을 나타내는 더미변수. 노인단독가구에서  $D_G=1$

(이중차이분석(DD)에서는  $\beta_3=\beta_5=\beta_6=\beta_7=0$  이다.)

$X_{ij}$  : 개인 단위 독립·통제변수

$X_j$  : 가구 단위 독립·통제변수

$\beta_8 \sim \beta_K$  : 개인 단위 변수의 coefficient. 개인 효과와 가구 효과의 합으로 구성됨  
 $\beta_{K+1} \sim \beta_M$  : 가구 단위 변수의 coefficient. 가구 효과로만 구성됨.

$u_j$  : 가구 단위의 효과. 특정 가구에 속해있음으로 인해 나타나는 효과(시간불변)

$\epsilon_{ij}$  : 오차항(가변적).  $\epsilon \sim (0, \sigma_\epsilon^2)$

K-7 : 독립변수 및 통제변수 가운데 개인 단위 독립·통제변수의 개수

M : 독립변수 및 통제변수의 총 개수

j(가구) = 1, ..., L / level 2

i(개인) = 1, ..., m / level 1

<수식 2>에서 기초노령연금제도의 효과(영향) 추정 방법은 다음과 같다. 기초노령연금제도 수급자는  $D_p=1$ , 비수급자는  $D_p=0$ 으로 코딩되며, 기초노령연금제도 시행 이후 시점에는  $D_T=1$ , 시행 이전 시점에는  $D_T=0$ 이 된다. 가구 유형에 따른 더미 변수는 노인부부가구에서  $D_G=0$ , 노인단독가구에서  $D_G=1$ 이다. 이 때,  $\beta_1$ 은 기초연금수급자·비수급자간의 차이,  $\beta_2$ 는 제도 시행 전·후의 차이, 그리고  $\beta_4$ 는 (정책의 전체 효과에서  $\beta_1$ (그룹간 차이)와  $\beta_2$ (시점간 차이)를 제외한) 본 연구에서 파악하고자 하는, 제도의 순수한 효과의 추정치를 의미한다. 이 때  $\beta_7$ 은 노인단독가구 집단에 서의 정책효과를 의미한다.

실제 분석에는 분석 1과 동일하게 STATA의 xtmelogit을 사용하였으므로, 동일한 한계로 인해 연구의 결과를 분석하는 데는 주로 오즈비(odds ratio)를 사용하였다. 그러나 정책 효과 분석임을 고려할 때, 부분적으로 한계효과를 제시하는 것이 보다 시사점이 클 것으로 보아 정책의 효과를 나타내는 변수에 한해서만 한계효과를 계산하였다(margins 사용).

#### 4) 독립변수: 2008년 기초노령연금 수급

공적연금제도로는 국민연금, 특수직역연금 등 사회보험방식의 기존 연금과 기초(노령)연금 등 공적 부조 방식의 연금이 있다. 기존 연금제도가 제한적인 인구집단에게만 혜택을 제공하고 있어, 2008년 공적 노후소득보장 사각지대 해소와 노인빈곤 해소를 목표로 기초노령연금 제도가 도입되었다(한국보건사회연구원·보건복지부, 2009). 이를 통해 기존의 기여식 공적 연금에 대한 접근이 제한적이었던 인구집단에까지 공적 연금의 혜택이 확대되었다. 이는 노인들의 심각한 빈곤 문제와 이들의 열악한 정신건강(김태완 등, 2015)을 생각할 때 비교적 넓은 인구집단에 대해 소득보조를 제공하는 기초노령연금(비기여식 연금)이 이들의 스트레스 완화 등에 기여했을 가능성이 있다.

본 연구에서는 2008년의 기초노령연금 정책<sup>41)</sup>의 효과를 분석함으로써, 노인의 정신건강에 대한 비기여식 연금의 영향을 확인하였다. 국민연금

등 기여식 연금과 달리 기초노령연금은 공적부조 방식으로 운영되므로 제도 수급과 관련하여 사전납부조건이 없어, 관찰되지 않는 변수로 인한 선택편향 문제를 줄일 수 있고, 사전납입이 전제되지 않으므로 기여식 연금 분석시에 필요한 현재-미래의 가치교환 등을 고려하지 않아도 되는 장점이 있다.

## 5) 통제변수: 고령자 우울에 대한 영향요인

연금제도의 영향을 확인하는 계량 분석에서는 경제적 불안정 영향 분석에서와 동일한 통제변수를 사용하나, 경제활동이 약화되는 노인의 특성을 고려하여 사적이전소득 및 (기초노령연금 외의) 공적연금을 추가로 모형에 포함하였다. 공적연금 중 공무원 연금이나 군인 연금 등 특수직역연금 수급자는 그 성격이 다른 인구집단과 구분될 뿐 아니라 그 사례 수가 제한적이어서 분석에서 제외하였다.

국민기초생활보장제도 수급사례도 분석에 포함하지 않았는데, 국민기초생활보장제도 수급자는 경로연금 수급자인 경우가 많아 경로연금 기수급자를 제외하고 나면 사례가 매우 적었기 때문이다. 또 사적 연금 수급자 역시 해당 사례가 지나치게 적어 통계적 분석이 어려울 것으로 보고 제외하였다.

65세 이상 노인들의 경제활동 참여는 생계를 목적으로 하는 경우가 대부분이므로, 근로소득을 발생시키는지 여부를 고려하여 경제활동 여부를 구분하였고 이에 따라 기존의 구분과 달리 무급가족종사자 등은 비경제활동으로 분류하였다.

---

41) 2014년 도입된 기초연금은 자료원 등의 문제로 현 시점에서의 계량적인 분석이 어려우므로 2008년 도입된 기초노령연금의 효과를 분석하도록 한다: 1) (현재 가용한 자료원은 2015년 조사 자료이므로, 2014년도 연금 수급 여부까지만 알 수 있다.) 기초연금은 2014년 하반기에 도입되었으므로 최대 수급기간이 6개월 뿐 이므로 정책의 효과를 확인하기 적절하지 않다. 2) 기초연금 제도는 기초노령연금제도의 연속선상에서 시행되었다. 따라서 2014년 하반기에 기초연금을 신규 수급하는 사례는 많지 않았으며, 기존에 기초노령연금을 수급하던 사례들을 제외하지 않고 분석할 경우 기초노령연금 수급 효과와 분리하기 어렵다.

## 6) 결과변수: 우울

본 분석의 주요 결과변수는 연구 대상자의 우울 수준이며, 한국복지패널조사(KoWEPS)에서 조사된 축약형 CES-D(11문항)를 사용한다. 세부연구 1에서와 같이 Yokoyama et al.(2008)의 연구를 참고, 절단점을 적용하여 이분형 변수를 구성하였는데, 이들의 연구에서는 전체 인구집단에 대한 유효 절단점과 노인집단에 대한 유효 절단점을 구분하여 제시하고 있다. 세부연구 1(경제적 불안정에 대한 분석)에서는 45세 이상 인구집단을 대상으로 하는 분석이므로 전체인구집단에 대한 절단점인 7점을 적용하였으나, 분석 대상이 노인으로 국한되는 세부연구 2(연금 관련 분석)에서는 노인에 대한 축약형 CES-D의 유효 절단점인 6.7점을 적용한다. 이 점수는 총점이 60점일 때 16점과 동등한 의미를 가지므로 ‘유력한 우울증’을 판별하는 기준이 된다.

연금 효과 분석에서는 결과변수에 자살생각을 포함하지 않았다. 자살생각에 대한 조사는 6차 조사(2011년)부터 시작되어 본 분석의 해당 시점인 3-4차 자료에는 해당 항목이 조사되지 않았기 때문이다.

<표 8> 통제변수와 결과변수: 기초노령연금 효과 분석

변수구분	사용변수	
	변수	측정
인구학적 특성	성별	남성(0) / 여성(1)
	연령	연속변수 (세)
	배우자유무	유배우(0) / 이혼·사별 등(1)
	교육수준	무학(1) / 초·중학(2) / 고교이상(3)
	가구규모	동거가구원 수 (명)
	가구형태	부자·모자·조손 등 결손가정(1) / 기타 (0)
통제 변수	가구자산	가구자산 (백만원)
	가구소득	가구연간정상소득 (백만원)
	경제적 특성	공적연금수급 (기초노령연금 외) 연간공적연금 수급총액 (만원)
		사적이전소득 연간 사적이전 총액 (만원)
		경제활동여부* 비경활(0) / 경활(1)
		주거형태 자가(0) / 비자가(1)
	사회· 심리적 요인	사회적관계만족 불만족(0) / 만족(1)
		가족관계만족 불만족(0) / 만족(1)
	건강 관련 요인	만성질환 만성질환 없음(0) / 있음(1)
		입원의료이용 이용경험 없음(0) / 있음(1)
결과변수	우울 수준	CES-D 척도 11문항 합산점수 $\geq$ 6.7 (1)
		CES-D 척도 11문항 합산점수 $<$ 6.7 (0)

\* 연금 효과 분석에서 경제활동 여부는 근로소득을 통제하기 위한 목적이므로, 소득이 발생하는 경제활동 유형만을 경제활동에 포함

## IV. 경제적 불안정과 중·고령자의 정신건강

실증 분석에서는 변수들 각각의 독립적인 영향력을 확인하기 위한 단변량 분석(모형 I)과, 다른 통제변수들을 포함한 다변량 분석(모형 II)을 각각 실시하였다. 결과변수인 우울과 자살생각 모두 이분형 변수이므로 표에 제시되는 값은 odds ratio(이하 OR)이다. 독립변수 하나하나에 대해 각각 분석을 실시하였기 때문에<sup>42)</sup> 계수들 사이의 크기 비교는 불가능하며, 독립변수들 각각에 대한 의미 해석에 중점을 두도록 한다. 단변량 분석(모형 I)과 다변량 분석(모형 II)에서의 결과가 대부분의 변수에서 동일하였으므로, 결과의 해석은 통제변수들을 포함한 다변량 분석을 중심으로 하였다.

### 1. 중·고령자 대상 분석 결과

#### 1) 연구대상의 특성과 분포

분석사례들은 총 4,167명(2,820가구)이며 기초 특성은 <표 9>와 같다. 본 연구의 분석은 시계열 분석과 단면 분석이 혼합되어 있으나 편의상 단면 분석에 사용되는 최근 시점 자료인 2014년을 기준으로 특성과 분포를 제시하였다. 우울 점수는 평균이 4.3(33)점으로 높지 않은 상태로 보인다. 직전년도와의 소득 차분을 나타내는 소득변동성 A 지표에서 소득이 30% 이상 증가한 사례는 20.0%, 소득이 15% 이상 감소한 사례는 25.9%로, 불안정을 측정하기 위한 소득 구분 역치가 적절하게 설정되었음을 알 수 있다. 분석 기간 내 소득 분산을 나타내는 소득변동성 B 지표는 364.3으로, 2014년 기준 평균 가구 소득이 39.6(백만원)인 데 비해 상당히 큰 값을 보이고 있는 것으로 확인되었다. 경제적 어려움을 경험하였다고 응답한 사례는 7.5%로 매우 적게 나타났으나 여기서 확인되는 항목들은 공과금 납부를

---

42) 각 독립변수에 대한 분석에서 다른 독립변수들의 영향은 고려되지 않았다.

못하는 등 기본적인 생활 요건의 부족이므로 개인이 느끼는 실제 경제적 어려움을 모두 대변하지는 않는다. 가구소득이 중위소득 60% 이하인 저소득 가구에 해당하는 평균 기간이 2.8년으로 나타나는데, 전체 분석 기간 8년 중 1/3 이상이 저소득 상태인 것이므로 분석 사례들의 경제적 상태가 안정적이지 못함을 알 수 있다. 주관적 최저 생계비는 1달에 190만원으로 200만원 미만이었으며 가구 소득에 만족하는 개인은 28.5%에 지나지 않았다. 반면 경제적 이유, 가구원의 취업 및 실업, 주거 문제 등으로 인한 갈등이나 우려를 경험한 개인은 전체 사례 중 1/3 가량인 31.2%였다.

분석 사례들의 평균 연령은 63.0세로, 전체 분석 대상 연령을 고려할 때 중간 정도에 위치해 있었다. 남녀 성비를 확인해보았을 때는 여성이 남성보다 약간 많은 것으로 나타나(57.1%) 고령집단에서 여성 비중이 높음을 확인할 수 있었다. 혼인 상태는 유배우가 가장 많았고 미혼은 전체 사례 중 2% 미만으로 그 비중이 매우 적었다.

교육 수준은 초·중학이 가장 많고, 그 다음으로 고교 이상, 무학의 순서였는데 연령군에 따라 학력 수준이 매우 달랐다. 평균 가구원 수는 2.6명으로 나타났고 편부모 가정이나 조손가정 등 결손 가정의 비율은 15.6%를 차지하였다. 가구의 평균 자산은 154.0(백만원)이었고 가구의 연간 경상소득은 39.6(백만원)으로 주관적 최저생계비 보다 훨씬 높은 수준이었다. 분석 대상 집단에 고령자가 포함됨에도 불구하고 경제활동에 참여하고 있는 비율이 50%를 상회하였으며 지금 살고 있는 집이 가구의 소유가 아닌 경우도 23.7%로 나타났다.

사회적 관계 및 가족관계에 대해서는 대부분이 만족한다고 응답하였고, 가족관계에 대한 만족도가 더 높게 나타났다. 만성질환 보유율은 69.3%에 달해 중년층 이상에서 만성질환 문제가 주요한 건강문제가 될 수 있음을 보여준다. 이에 반해 입원의료를 이용했다고 응답한 사례는 전체 중 13.2%뿐이었다.

<표 9> 분석 대상 사례 특성·분포(2014년 기준) / (n=4,167/가구수: 2,820)

변수범주	변수이름			평균 / 비율(%)
종속변수: 정신건강	CES-D11 (총 점)			4.3(점)
	CES-D11>=7			25.4(%)
	자살생각(했음)			3.0(%)
독립변수: 경제적불안정	객관적 지표	소득변동성A (전년도소득 차분)	소득증가(30% 이상)	20.0(%)
			소득감소(15%이상)	25.9(%)
	소득변동성B(소득분산)*			364.3
	경제적 어려움(경험함)			7.5(%)
	저소득해당기간*			2.8(년)
	인식적	주관적 최저생계비		1.9(백만원)
	감정적	(가구)소득만족(만족)		28.5(%)
		경제적근심·갈등(유경험)		31.2(%)
인구학적 특성	연령			63.0(세)
	성별(여성)			57.1(%)
	혼인상태(유배우)			75.9(%)
	(이혼·사별 등)			22.3(%)
	(미혼)			1.8(%)
	교육수준 (무학)			7.7(%)
	(초·중학)			49.0(%)
	(고교이상)			43.3(%)
	가구규모			2.6(명)
	가구형태(결혼가정)			15.6(%)
경제적 특성	자산			154.0(백만원)
	경상소득			40.2(백만원)
	경제활동참여(경활)			59.6(%)
	주거형태(비자가)			23.7(%)
사회적 관계	사회적 관계(만족)			75.4(%)
	가족 관계(만족)			82.3(%)
건강관련 특성	만성질환(있음)			69.3(%)
	입원의료이용(이용함)			13.2(%)

\* 주: \*표시된 변수들은 2014년 시점의 변수만 생성됨.



## 2) 경제적 불안정이 중·고령자의 우울에 미치는 영향

각 단계별 경제적 불안정 지표들이 우울에 미치는 영향을 확인하였다(<표 10>). 소득변동성A 지표 중 소득 증가는, 단변량 분석과 다변량 분석에서, 소득 변동성이 크지 않은 경우(15%미만 감소-30%미만 증가)에 비해 우울이 발생할 위험을 각각 1.243배, 1.335배 증가시키는 것으로 나타났다, 반대로 소득 감소는 단변량 분석에서는 우울 수준에 통계적으로 유의미한 영향을 주지 않았으나 다변량 분석에서는 소득 변동성이 크지 않은 경우(15%미만 감소-30%미만 증가)에 비해 우울이 발생할 위험을 0.881배 감소시키는 것으로 나타났다.

이에 대해서는 몇 가지 경로로 설명할 수 있다. 먼저 소득 증가와 감소를 연속적인 사건으로 바라보게 되면, 소득의 증가는 (특히 분석에서 변수화되는 30% 이상의 증가는) 과거 소득에 대한 회복, 복구의 의미일 가능성이 크다. 다시 말해서, 이전시점( $t-1$ )의 소득이 비교적 낮았을 가능성이 높고 군별 기초통계량을 계산해보았을 때도 소득이 15%이상 감소한 군이나 소득이 30%미만 증가-15% 미만 감소한 군에 비해 평균소득이 매우 낮은 것으로 나타났다<sup>43)</sup>. 따라서 우울에 대한 소득변동성 A 지표의 영향은 소득의 변이보다는 직전년도 시점의 낮은 소득의 영향을 반영한다고 볼 수 있고 과거 시점의 저소득으로 인한 부정적 영향은 소득영향의 변곡성 때문에 소득이 증가한다고 해도 모두 사라지지 않고 남아있게 된다(Bævre & Kravdal, 2014).

또다른 설명으로는 소득 증가 원인의 측면에서, 지출 증가로 인해 유인된 소득 증가일 가능성이 있다<sup>44)</sup>. 이러한 경우 소득의 증가가 가용자원의 증가로 연결되지 않으며(Hout & Hanley, 2002), 오히려 소득 증가의

43) 소득 증감에 따른 군별 당해년도·직전년도 소득 평균

(직전년도 대비/ 2007년 기준)	소득30% 이상 증가	소득 15% 이상 감소	30% 미만 증가 및 15%미만 감소
당해년도 소득( $t$ )	36.9(백만원)	21.3(백만원)	35.3(백만원)
직전년도 소득( $t-1$ )	19.6(백만원)	35.1(백만원)	33.5(백만원)

44) 경제적 불안정은 소득의 감소 뿐 아니라 예상치 않은 큰 지출의 발생에 의해 나타날 수도 있다(Hacker et al., 2012).

필요성 증가로 인한 심리적인 부담 가중을 의미할 수 있다. 같은 맥락에서, 소득증가는 여러 종류의 소득 증가의 총합이다. 근로소득의 높은 비중을 생각할 때, 소득 증가의 부정적 영향은 소득 증가의 물질적인 영향보다는 소득의 증가의 원인이 되는 업무량 및 시간의 증가와 이에 수반되는 업무 관련 스트레스의 영향일 가능성이 있다. 다변량 분석에서 통제변수 중 가구소득 자체는 우울 발생을 감소시키는 것으로 나타나며(OR: 0.983\*\*\* (부표 A1-1 참고)), 소득 증가와 관련된 직장에서의 상황이나 심리적인 압박감의 증가는 모형에 포함되지 않았기 때문이다. 반대로, 소득 감소는 업무 관련 스트레스 경감 등을 유발할 수 있기 때문에 우울 발생에는 긍정적인 영향을 주는 것으로 나타났을 가능성이 있다.

소득 감소의 영향은 단변량 분석에서는 확인되지 않았으나, 다변량 분석에서는 오히려 우울 발생 위험을 감소시키는 것으로 나타났다. 이에 대해서는 Bævre & Kravdal(2014)의 연구를 참고할 수 있는데, 이들은 소득의 증감이 반복될 수 있다는 측면에서 소득의 증가는 이후에 발생할 소득 감소에 대한 기대감을 증가시켜서 개인에게 스트레스로 작용할 수 있다고 주장했다. 그리고 과거의 상태가 현재에 미치는 영향을 고려했을 때, 현재 동일 소득 수준에 있는 두 개인 중 과거의 소득이 높았던 개인은 보다 풍부한 경제적 자원을 향유했을 것이므로<sup>45)</sup> 시간적 흐름을 고려했을 때는 타당한 결과로 보인다.

분석 기간 동안의 소득 분산을 나타내는 소득변동성 B 지표의 단변량 분석에서는 소득 변동성의 증가는 우울이 발생할 위험을 감소시키는 것으로 나타났으나, 다른 변수들의 영향을 통제한 다변량 분석에서는 통계적 유의성이 사라졌다. 단변량 분석에서 소득 분산이 커질수록 우울 수준이 낮은 것으로 나타난 것은 다른 변수와의 상관성 때문일 것으로 보인다. 소득 수준과 소득분산(소득변동성 B)은 양의 상관관계에 있어(2014년 기준 상관관계수: 0.282) 소득 분산이 크다는 것은 소득 수준이 높다는 것을 의미하므로, 소득변동성 B 지표의 단변량 분석은 소득 수준의 영향을 일부분 보여주는 것이라고 해석할 수 있다.

경제적 어려움 경험(소득 외 영역에서의)은 단변량 분석과 다변량 분

---

45) 각주 43번 참고

석 모두에서 경제적 어려움을 겪지 않았을 경우에 비해 우울이 발생할 위험을 1.717배, 1.355배 증가시켰다. 즉, 소득의 영향을 배제한 상황에서도 하나 이상의 영역에서 물질적으로 결핍된 경험을 하였을 경우 우울 수준이 유의미하게 증가하였다. 본 연구에서 설정한 경제적 어려움은 생활에 필수적인 요소들에 대한 결핍을 의미하기 때문에, 저소득으로 인한 부정적 영향과 차별적으로 나타날 수 있다.

저소득 가구에 해당되는 기간은 1년 증가시마다 우울이 발생할 위험을 1.528배(단변량 분석), 1.220배(다변량 분석) 증가시키는 것으로 나타났다. 이는 현 시점에서의 소득 등 가용 자원과 무관하게 과거의 부정적인 경험이 현재의 후생에도 영향을 줄 수 있음을 보여준다.

주관적 최저생계비는 단변량 분석과 다변량 분석 모두에서 100만원(1단위) 증가시에 우울이 발생할 위험을 각각 0.634배, 0.810배 감소시키는 것으로 나타났다. 소득 수준이 동일한 상황에서(다변량 분석에서 소득 수준 통제) 주관적 최저생계비가 증가할수록 우울 수준이 낮아졌는데, 이는 가용 자원의 수준과는 별개로 주관적 최저 생계비를 높게 설정할 수 있는 상황, 즉 소득의 안정성이 높은 경우 우울 수준이 낮아지는 것으로 볼 수 있다.

가구 소득에 대한 만족 여부 역시 단변량 분석과 다변량 분석 모두에서 통계적으로 유의미한 수준으로 우울 발생에 영향을 주었는데, 소득에 만족하는 경우 그렇지 않은 경우에 비해 우울이 발생할 위험이 0.584배(단변량 분석에서는 0.725배) 낮아지는 것으로 나타났다. 소득의 수준을 통제한 다변량 분석에서, 소득에 대한 만족도는 가용자원의 수준과 지속성에 대한 개인의 정서라고 해석할 수 있을 것이다. 물리적인 가용자원의 영향 외에도, 소득은 개인의 인식을 통해서도 영향을 줄 수 있음을 보여준다.

소득, 가구원의 취업 및 실업, 주거 문제 등 경제적 문제로 인한 우려나 갈등이 있는 경우 그렇지 않은 경우에 비해 우울 발생의 위험이 1.555배(단변량 분석에서는 1.353배) 증가하는 것으로 나타났다. 이는 - 소득에 대한 만족 여부 변수에 대한 분석 결과와 동일하게 - 객관적으로 관찰될 수 있는 경제적인 문제들도 정신건강에 영향을 줄 수 있지만, 개인이 느끼는 주관적인 인식이 건강에 영향을 줄 수 있음을 확인시켜주는 연구 결과이다.

<표 10> 경제적 불안정이 중년층 이상의 우울에 미치는 영향 분석 결과(n=4,167/ t=8(패널분석))

변수			모형(Ⅰ): 단변량 분석		모형(Ⅱ): 독립변수+ 통제변수	
			Odds Ratio(OR)	beta(회귀계수)	Odds Ratio(OR)	beta(회귀계수)
객관적 지표	(가구)소득	소득증가(30%이상)	1.243***	0.218***	1.335***	0.289***
	변동성A	소득감소(15%이상)	1.042	0.042	0.881**	-0.127**
	(가구)소득변동성B		1.000**	-0.000**	1.000	-0.000
	경제적 어려움의 경험		1.717***	0.541***	1.355***	0.304***
	저소득해당기간		1.528**	0.424***	1.220***	0.199***
	주관적 최저생계비		0.634***	-0.456***	0.810***	-0.211***
감정적 지표	소득만족도		0.584***	-0.537***	0.725***	-0.322***
	경제적 근심 및 갈등		1.555***	0.441***	1.353***	0.303***

※ 주: 소득변동성B와 저소득 해당 기간 변수의 경우 관측치들의 분산 및 빈도를 사용하므로, 분석에 시간 층위를 반영하지 않고 단면자료 분석(2014년)을 통해 도출함.

<sup>†</sup> p<0.1, \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

### 3) 경제적 불안정이 중·고령자의 자살 생각에 미치는 영향

각 단계별 경제적 불안정 지표들이 자살생각에 미치는 영향을 확인하였다(<표 11>). 소득변동성A 지표 중 소득의 30% 이상 증가는, 단변량 분석에서는 자살생각에 통계적으로 유의한 영향을 보이지 않았고 다변량 분석에서는 자살 생각을 할 위험을 1.264배 증가시켰다. 또 전년도 대비 소득이 15% 이상 감소하였을 때 소득 변동이 크지 않았을 경우에 비해 통계적으로 유의미한 수준에서, 자살 생각을 할 위험을 1.665배(단변량 분석에서는 1.408배)증가시키는 것으로 나타났다.

이는 소득 증가만이 우울 증가에 기여했던 우울 분석결과와 반대되는데, 이에 대한 이유로는 우울과 자살생각에 유효한 소득 변화 폭이 다를 가능성과, 자살에 있어서는 소득 증가를 유발하는 근로 시간의 증가나 업무부담의 증가보다는 소득 감소로 인한 가용자원의 감소가 더 중요한 요인으로 작용할 가능성이 있다. 우울과 동일하게 (소득이 30% 이상 증가했다라도) 이전 시점의 경제적 고난이 자살생각에 기여했을 수 있으나, 자살에서는 소득하락이라는 부정적 방향으로의 소득 수준 변화가 더 의미를 가질 수 있는 것으로 보인다.

분석 기간 동안의 소득 분산(소득변동성 B)은 단변량 분석에서는 자살 생각을 할 위험을 감소시키는 것으로 나타났지만, 다른 변수들의 영향을 통제한 다변량 분석에서는 그 의미가 사라졌다. 전년도 소득과의 차분을 나타내는 소득변동성 A 지표 분석 결과와 비교해보았을 때, 자살생각에 대한 위험은 심리적인 차원보다 물리적인 자원의 결핍이나 경제적 충격의 차원으로 접근하는 것이 타당할 것으로 보인다.

소득 외 영역에서의 경제적 어려움 경험은 단변량 분석과 다변량 분석 모두에서 통계적으로 유의미한 수준으로 자살 생각을 할 위험을 증가시켰다. 결핍에 대한 경험을 전혀 하지 않았을 경우에 비해서, 하나 이상의 영역에서 물질적으로 결핍된 경험을 하였을 경우 자살생각을 할 위험이 1.790배(단변량 분석에서는 4.088배) 증가하였다. 이는 자살에 대한 현 시점의 물질적 자원의 중요성을 다시 한 번 보여준다.

분석기간 내 저소득 가구 해당 기간 변수는, (단변량 분석시) 1년 증가할 때마다 자살생각을 할 위험이 1.404배 증가하였다. 장기간 저소득에 노

출될수록 자살에 대한 위험이 증가한다는 것은, 저소득으로 인한 부정적 영향이 누적적으로 나타난다는 것을 의미한다. 그러나 다른 변수들의 영향을 통제하자 통계적 유의성이 사라졌다. 이는 저소득 해당 기간 변수가 다른 통제 변수들 사이의 관계를 의미하는 것이라고 볼 수 있다.

주관적 최저생계비는 단변량 분석에서는 자살생각을 할 위험을 0.627% 감소시키는 것으로 나타났으나 다변량 분석에서는 통계적 유의성이 사라졌다. 즉, 인식적 수준에서 소득의 안정성이 높다고 하더라도 (다른 변수들의 영향을 통제하고 난 이후에는) 자살생각을 할 확률에 통계적으로 유의미한 영향을 주지 않았다. 이는 인식적 차원에서 가용자원이 크다 하더라도 실제의 소득 수준, 경제활동 상태, 자가 여부 등이 불리한 상황에서는 유효한 영향을 주지 않는다는 것을 보여준다.

소득 만족도는 단변량 분석(0.306배)과 다변량 분석(0.576배) 모두에서 통계적으로 유의미한 수준으로 자살생각을 할 위험을 감소시키는 것으로 나타났다. 즉, 소득의 수준이나 안정성에 대해 만족하는 경우 자살생각을 할 위험이 낮아졌다. 반대로 소득, 가구원의 취업 및 실업, 주거 문제 등 경제적 문제로 인한 우려나 갈등이 있는 경우 자살생각을 할 위험이 2.934배(다변량 분석: 1.788배) 증가한다. 이러한 감정적 지표들의 분석 결과는, 경제적 만족도나 우려가 자살생각에 상당 부분 기여한다는 것을 보여주며, 소득 관련 지표(소득변동성 A, 소득변동성 B, 주관적 최저생계비)와 물질 결핍 변수(경제적 어려움, 경제적 근심 및 갈등)의 영향력을 비교해보았을 때, 자살 생각에 대한 감정적 지표들의 중요성을 확인할 수 있다.

다변량 분석에서 여전히 유효하게 나타나는 감정적 측면 지표들에 대한 분석 결과는, 다변량 분석에서 통계적 유의성이 사라지는 (대부분의) 객관적·인식적 지표와 반대된다. 이러한 결과는, 경제적 불안정에서 객관적·주관적 변수의 구분, 그리고 더 나아가 주관적 차원에서도 인식적인 측면과 감정적 측면을 구분할 필요성을 보여준다. 그리고 결과변수에 따라 각 차원의 변수들이 차등적인 영향을 주는 것으로 이해할 수 있는데 즉, 자살에 있어서는 객관적·인식적 지표들보다 감정적 지표가 보다 중요한 독립변수가 될 수 있다.

<표 11> 경제적 불안정이 중년층 이상의 자살생각에 미치는 영향 분석 결과(n=4,167/ t=4(패널분석))

변수			모형(I): 단변량 분석		모형(II): 독립변수+ 통제변수	
			Odds Ratio(OR)	beta(회귀계수)	Odds Ratio(OR)	beta(회귀계수)
객관적 지표	(가구)소득	소득증가(30%이상)	1.171	0.158	1.264 <sup>†</sup>	0.235 <sup>†</sup>
	변동성A	소득감소(15%이상)	1.665***	0.510***	1.408**	0.342**
	(가구)소득변동성B		1.000**	-0.002**	1.000	-0.000
	경제적 어려움의 경험		4.088***	1.410***	1.790***	0.582***
	저소득해당기간		1.404*	0.339*	1.143	0.134
인식적 지표	주관적 최저생계비(백만원)		0.627***	-0.467***	0.953	-0.048
감정적 지표	소득만족도		0.306***	-1.185***	0.576***	-0.551***
	경제적 근심 및 갈등		2.934***	1.076***	1.788***	0.581***

※ 주: 소득변동성B와 저소득 해당 기간 변수의 경우 관측치들의 분산 및 빈도를 사용하므로, 분석에 시간 층위를 반영하지 않고 단면자료 분석(2014년)을 통해 도출함.

<sup>†</sup> p<0.1, \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

## 2. 하위집단 분석: 45-64세 남성 대상 분석

본 연구에서는 인구집단의 특성에 따라 경제적 불안정의 영향이 달라지는지를 확인하기 위해 45-64세의 남성 중장년층에 대한 하위집단 분석을 실시하였다. 가구 내 개인의 역할 등을 고려(김재원과 김정석, 2015; Bævre & Kravdal, 2014)하여 해당 연령대의 남성 분석은 가구소득보다 개인소득을 이용하는 것이 타당할 것으로 보여, 하위집단 분석에서는 소득 변동성 지표의 산출에 개인 소득<sup>46)</sup>을 적용하였다.

### 1) 연구대상의 특성과 분포

본 분석사례들의 기초 특성은 <표 12>와 같으며 1,580가구, 2,201명을 대상으로 한다. 본 연구의 분석은 시계열 분석과 단면 분석이 혼합되어 있으나 편의상 단면 분석에 사용되는 최근 시점 자료인 2014년을 기준으로 특성과 분포를 제시하였다. 우울 점수는 평균이 3.4(/33)점으로, 전체 연구 대상 집단의 평균보다 낮았다. 따라서 전체 인구집단 중 다른 하위집단(65세 이상 인구 및 여성)의 우울 수준이 상대적으로 더 높을 것을 예상할 수 있다.

직전년도와의 소득 차분을 나타내는 소득변동성 A 지표에서 소득이 30% 이상 증가한 사례는 17.3%, 소득이 15% 이상 감소한 사례는 25.5%로, 전체 인구집단에 비해 소득이 30%이상 증가한 사례의 비율이 낮았다. 이는 45-64세 가구의 소득이 상대적으로 편차가 작다는 것을 보여준다. 분석 기간 내 소득 분산을 나타내는 소득변동성 B 지표는 239.8으로, 2014년 기준 평균 가구 소득이 20.1(백만원)인 데 비해 상당히 큰 값을 보이고 있는 것으로 확인되었다.

경제적 어려움을 경험하였다고 응답한 사례는 6.5%로 매우 적었고 전체 사례 중 비율보다 낮았으므로, 공과금 납부를 못하는 등 기본적인 생활요건의 부족은 65세 이상에서 더 많이 나타날 것으로 보인다. 가구소득이

---

46) 개인의 노동소득은 근로소득과 사업소득, 부업소득, 농림어업소득의 합으로 계산된다.



중위소득 60% 이하인 저소득 가구에 해당하는 평균 기간이 1.5년으로 나타나는데, 전체 인구집단 중 가장 소득이 많은 하위집단일 것이므로 전체 사례의 상황보다 저소득 가구 해당 기간이 짧음을 확인할 수 있다.

주관적 최저 생계비는 250만원으로 전체 사례보다 높은 수준이었으며, 이는 경제적 능력 및 상대적으로 많은 가구원 수(3.1명)에 일부 기인하는 것으로 보인다. 이들 집단에서는 학령기 자녀가 대부분 가구원에 포함될 것이므로 자녀의 교육비 등으로 인한 지출이 많을 것이기 때문이다. 가구 소득에 대해 만족한다는 응답은 전체 연구사례에서보다 약간 높은 수준(30.1%)이었고, 경제적 이유, 가구원의 취업 및 실업, 주거문제 등으로 인한 갈등이나 우려를 경험한 경우도 연구대상 집단 전체 사례에서보다 다소 높은 비중(34.8%)을 차지했다.

분석 사례들의 평균 연령은 54.4세로, 분석 대상 연령 중간 정도에 위치해 있었고 여성의 비율은 전체 연구 대상집단과 유사한 수준이었다. 혼인 상태는 유배우가 가장 많았고 미혼은 전체 사례 중 약 3%를 차지했다. 교육 수준은 초·중학이 가장 많고, 그 다음으로 고교 이상, 무학의 순서였는데, 전체 분석 대상에서보다 저학력(무학)의 비중이 낮았다. 평균 가구원 수는 3.1명으로 나타났고, 편부모 가정 및 조손가정 등 결손가정의 비율은 8.7%에 지나지 않아, 65세 이상 가구에서 결손가정의 비율이 높을 것임을 예상할 수 있다.

가구의 평균 자산은 165.3(백만원)이었고 개인 근로 소득은 평균 20.1(백만원)이었다. 경제활동에 참여하고 있는 비율은 75.4%로 상당히 높았다. 그러나 자가에서 살고 있지 않다는 응답이 약 30%로, 중년층에서 주거불안정이 더 강하게 나타나는 것을 확인할 수 있다. 사회적 관계와 가족 관계에 대해서는 만족한다는 답변이 70-80%였으며, 만성질환 보유율은 전체 인구집단에 비해 낮은 53%였다. 노년층보다 건강상태가 양호한 것으로 보이며, 상대적으로 낮은 입원의료 이용률(9.8%)도 이에 기인하는 것으로 보인다.

<표 12> 분석 대상 사례들의 특성 및 분포(2014년 기준) / (n=2,201)

변수범주	변수이름			평균 / 비율(%)
종속변수: 정신건강	CES-D11 (총 점)			3.4(점)
	CES-D11>=7			18.5(%)
	자살생각(했음)			2.7(%)
독립변수: 경제적불안정	객관적 지표	소득변동성A (전년도소득 차분)	소득증가(30% 이상)	17.3(%)
			소득감소(15%이상)	23.5(%)
		소득변동성B(소득분산)*		239.8
		경제적 어려움(경험함)		6.5(%)
		저소득해당기간*		1.5(년)
	인식적	주관적 최저생계비		2.5(백만원)
	감정적	(가구)소득만족(만족)		30.1(%)
		경제적근심·갈등(유경험)		34.8(%)
	인구학적 특성	연령		
성별(여성)			56.3(%)	
혼인상태(유배우)			82.4(%)	
(이혼·사별 등)			14.7(%)	
(미혼)			2.9(%)	
교육수준 (무학)			1.3(%)	
(초·중학)			36.8(%)	
(고교이상)			61.9(%)	
가구규모			3.1(명)	
가구형태(결혼가정)			8.7(%)	
경제적 특성	자산			165.3(백만원)
	경상소득			20.1(백만원)
	경제활동참여(경활)			75.4(%)
	주거형태(비자가)			29.4(%)
사회적 관계	사회적 관계(만족)			77.3(%)
	가족 관계(만족)			83.8(%)
건강관련 특성	만성질환(있음)			53.0(%)
	입원의료이용(이용함)			9.8(%)

※ 주: \*표시된 변수들은 2014년 시점의 변수만 생성됨.

## 2) 경제적 불안정이 45-64세 남성의 우울에 미치는 영향

45-64세 남성에 대한 경제적 불안정 지표들이 우울에 미치는 영향을 확인하였다(<표 13>). 소득변동성A 지표 중 소득 증가는, 단변량 분석과 다변량 분석에서, 소득 변동성이 크지 않은 경우(15%미만 감소-30%미만 증가)에 비해 우울이 발생할 위험을 각각 1.750배, 1.393배 증가시키는 것으로 나타났고, 소득 감소 역시 단변량 분석과 다변량 분석에서 소득 변동성이 크지 않은 경우(15%미만 감소-30%미만 증가)에 비해 우울이 발생할 위험이 1.408배, 1.098배 증가하는 것으로 나타났다. 소득효과의 변곡성(concavity)을 고려하여 소득 증가와 감소의 폭을 다르게 설정하였음에도 소득 증가에 따른 영향이 더 크다는 것은, 소득 증가로 인한 근로시간의 증가나 근로량의 증가로 인해 정신건강에 부정적 영향을 미쳤을 가능성을 보여준다. 또한 소득이 큰 폭으로 증가하였다 하더라도 이전 시기에 경험했던 저소득 상태가 정신건강에 부정적인 영향을 주었을 가능성을 배제하기 어렵다. 분석 기간 동안의 소득 분산을 나타내는 소득변동성 B 지표는 단변량 분석과 다변량 분석 모두에서 통계적 유의성이 확인되지 않았다.

(소득 외 영역에서의) 경제적 어려움 경험은 단변량 분석과 다변량 분석 모두에서 경제적 어려움을 겪지 않았을 경우에 비해 우울이 발생할 위험을 1.901배, 1.360배 증가시켰다. 즉, 소득의 영향을 배제한 상황에서도 하나 이상의 영역에서 물질적으로 결핍된 경험을 하였을 경우 우울 수준이 유의미하게 증가하였다. 본 연구에서 설정한 경제적 어려움은 생활에 필수적인 요소들에 대한 결핍을 의미하기 때문에, 저소득으로 인한 부정적 영향과 차별적으로 나타날 수 있다.

저소득 가구에 해당되는 기간은 1년 증가시마다 우울이 발생할 위험을 1.674배(단변량 분석), 1.292배(다변량 분석) 증가시키는 것으로 나타났다. 이는 현 시점에서의 소득 등 가용 자원과 무관하게 과거의 부정적인 경험이 현재의 후생에도 영향을 줄을 보여준다.

주관적 최저생계비는 단변량 분석과 다변량 분석 모두에서 100만원(1단위) 증가시에 우울이 발생할 위험을 각각 0.651배, 0.873배 감소시키는 것으로 나타났다. 소득 수준이 동일한 상황에서(다변량 분석에서 소득 수준 통제) 주관적 최저생계비가 증가할수록 우울 수준이 낮아졌는데, 이는 가용

자원의 수준과는 별개로 주관적 최저 생계비를 높게 설정할 수 있는 상황, 즉 소득의 안정성이 높은 경우 우울 수준이 낮아지는 것으로 볼 수 있다.

가구 소득에 대한 만족 여부 역시 단변량 분석과 다변량 분석 모두에서 통계적으로 유의미한 수준으로 우울 발생에 영향을 주었는데, 소득에 만족하는 경우 그렇지 않은 경우에 비해 우울이 발생할 위험이 0.784배(단변량 분석에서는 0.513배) 낮아지는 것으로 나타났다. 소득의 수준을 통제 한 다변량 분석에서, 소득에 대한 만족도는 가용자원의 수준과 지속성에 대한 개인의 정서라고 해석할 수 있을 것이다. 물리적인 가용자원의 영향 외에도, 소득은 개인의 인식을 통해서도 영향을 줄 수 있음을 보여준다.

소득, 가구원의 취업 및 실업, 주거 문제 등 경제적 문제로 인한 우려나 갈등이 있는 경우 그렇지 않은 경우에 비해 우울 발생의 위험이 1.387배(단변량 분석에서는 1.767배) 증가하는 것으로 나타났다. 이는 - 소득에 대한 만족 여부 변수에 대한 분석 결과와 동일하게 - 객관적으로 관찰될 수 있는 경제적인 문제들도 정신건강에 영향을 줄 수 있지만, 개인이 느끼는 주관적인 인식이 건강에 영향을 줄 수 있음을 확인시켜주는 연구 결과이다.

<표 13> 경제적 불안정이 45-64세 남성의 우울에 미치는 영향 분석 결과(n=2,201 / t=8(패널분석))

변수			모형(I): 단변량 분석		모형(II): 독립변수+ 통제변수	
			Odds Ratio(OR)	beta(회귀계수)	Odds Ratio(OR)	beta(회귀계수)
객관적 지표	(개인)소득	소득증가(30%이상)	1.750***	0.560***	1.393***	0.457***
	변동성A	소득감소(15%이상)	1.408***	0.342***	1.098 <sup>†</sup>	0.094 <sup>†</sup>
	(개인)소득변동성B		1.000	-0.000	1.000	0.000
	경제적 어려움의 경험		1.901***	0.643***	1.360***	0.308***
	저소득해당기간		1.674***	0.515***	1.292***	0.257***
인식적 지표	주관적 최저생계비(백만원)		0.651***	-0.429***	0.873***	-0.135***
감정적 지표	소득만족도		0.513***	-0.667***	0.784***	-0.244***
	경제적 근심 및 갈등		1.767***	0.569***	1.387***	0.327***

※ 주: 소득변동성B와 저소득 해당 기간 변수의 경우 관측치들의 분산 및 빈도를 사용하므로, 분석에 시간 충위를 반영하지 않고 단면자료 분석(2014년)을 통해 도출함.

<sup>†</sup> p<0.1, \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

### 3) 경제적 불안정이 45-64세 남성의 자살생각에 미치는 영향

45-64세 남성에 대한 경제적 불안정 지표들이 우울에 미치는 영향을 확인하였다(<표 14>). 먼저 소득의 증감이나 소득의 분산으로 측정되는 개인 소득의 변동성은 개인의 자살생각에 통계적으로 유의미한 영향을 주지 않았다. 소득변동성 A, B변수에 대한 분석 결과로 미루어볼 때, 45-64세 남성에 있어 개인 소득의 불안정은 자살생각에 별다른 영향을 주지 않는 것으로 해석할 수 있다.

그러나 경제적 어려움의 경험 변수는 단변량(4.685배)과 다변량 분석(1.787배) 모두에서 자살생각을 할 확률을 증가시키는 방향으로 작용하였다. 소득의 안정성은 45-64세 남성에게 유의한 영향을 주지 못했지만, 소득 외 영역에서의 물질적 결핍은 이들의 자살생각에 기여하는 것으로 보인다. 분석기간 중 저소득 해당 기간 변수의 경우, 단변량 분석에서는 자살생각 발생의 위험을 높이는 데 통계적으로 유의미한 수준으로 기여하였으나 다변량 분석에서는 그 영향이 사라졌다. 경제적 수준에 대한 개인의 인식이나 평가를 반영하는 주관적 최저생계비 수준과 소득만족도는 단변량 분석에서 그 통계적 유의성이 확인되었지만 다변량 분석시에는 영향이 사라지거나 통계적 유의성이 낮아졌다. 그러나 부정적 지표인 경제적 근심 및 갈등 변수는 단변량 분석(3.301배)과 다변량 분석(1.828배) 모두에서 통계적으로 유의미한 수준에서 자살생각의 위험을 높이는 데 기여하였다.

45-64세 남성의 자살생각에는 1) 소득 관련한 문제보다, 물질적 결핍이 더 큰 영향을 주며, 2) 긍정적 지표(소득만족도 등)보다는 부정적 지표(경제적 근심 및 갈등)가 더 유효성 있는 지표인 것으로 보인다.

<표 14> 경제적 불안정이 45-64세 남성의 자살생각에 미치는 영향 분석 결과(n=2,201/ t=4(패널분석))

변수			모형(I): 단변량 분석		모형(II): 독립변수+ 통제변수	
			Odds Ratio(OR)	beta(회귀계수)	Odds Ratio(OR)	beta(회귀계수)
객관적 지표	(개인)소득	소득증가(30%이상)	1.107	0.102	1.343	0.295
	변동성A	소득감소(15%이상)	1.370	0.315	1.187	0.172
	(개인)소득변동성B		1.000	-0.000	1.000	-0.000
	경제적 어려움의 경험		4.685***	1.544***	1.787**	0.580**
	저소득해당기간		1.638***	0.622***	1.156	0.145
인식적 지표	주관적 최저생계비(백만원)		0.543***	-0.611***	0.983	-0.017
감정적 지표	소득만족도		0.231***	-1.464***	0.553*	-0.592*
	경제적 근심 및 갈등		3.301***	1.194***	1.828***	0.603***

※ 주: 소득변동성B와 저소득 해당 기간 변수의 경우 관측치들의 분산 및 빈도를 사용하므로, 분석에 시간 층위를 반영하지 않고 단면자료 분석(2014년)을 통해 도출함.

† p<0.1, \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

### 3. 소결

본 연구에서는 경제적 불안정에 대해 기존 연구들과 다소 다른 접근 방법을 사용하였다. 이와 관련해 기존 연구들과 본 연구의 지표 사용을 비교하여 시사점을 도출한다. 또 우울과 자살생각에 대한 경제적 불안정의 영향 분석에서, 중·고령자 집단 전체를 대상으로 하였을 때와 중년층인 45-64세 남성에게 대한 하위집단 분석을 해보았을 때, 서로 다른 결과가 나타났다. 이에 우울과 자살생각에 대한 분석 결과 및 분석 대상별 분석 결과를 비교하여 함의를 이끌어내었다.

#### 1) 기존 연구와의 분석 결과 비교

본 연구는 한국적 상황에서, 중·고령자에 있어 다양한 경제적 불안정의 지표들이 정신건강에 어떤 영향을 미치는지를 확인하고 유효한 변수들을 검토하였다. 선행연구들과 다소 다른 지표들이 사용되었기 때문에 직접적인 비교는 어렵지만, 전체적인 연구 결과의 방향성은 기존의 연구들과 유사한 것으로 나타났다. 그럼에도 기존 연구들과 비교하여 몇 가지 눈여겨보아야 할 지점이 있다<sup>47)</sup>.

첫째, 소득관련 지표에서의 측정방법의 적정성에 대한 문제이다. 본 연구에서는 소득의 불안정성, 즉 소득 변동성을 나타내고자 분산과 직전년도와의 차분(변화)의 두 가지 방법을 보완적으로 사용하였다. 분석 결과, 분산으로 측정된 지표는 대부분의 다변량 분석에서 유의한 결과를 보이지 않았다. 소득변동성의 증가(소득위험의 증가)가 바로 경제적 위험을 의미하지는 않으며 이와 관련한 개인 선택의 자발성, 위험에 대한 대응책이 있는가를 함께 고려할 필요가 있다는 Dynarski & Gruber(1997)의 연구와 연결된다. 한국에서는 1998년부터 2010년 소득변동성이 전체적으로 하락하였는데, 이러한 추세는 전반적인 소득이동성(income mobility)의 감소로 전

47) 개별 변수들 각각을 분석하였기 때문에 분석결과에서 계수의 값 비교는 적절하지 않으나, 연구결과에서의 함의 도출 과정에서 일부 표준화 계수의 크기를 비교한다.



체 인구집단에서 변동성이 감소했기 때문에 나타난 현상이며 개인 수준에서의 경제적 상태의 안정화나 호전을 의미하지 않는다(박선영과 유종순, 2013). 따라서 한국에서는 소득 변동성을 경기나 경제적 안정성의 지표로 사용하기는 적절하지 않을 수 있다.<sup>48)</sup>

둘째, 소득과 그 외 영역의 경제적 어려움의 지표사용의 중요성에 대해 다시 생각할 필요가 있다. 이상록(2011)에 따르면 소득수준과 가구가 경험하는 물질적 결핍(소득 외 영역에서의 경제적 어려움) 사이에는 별다른 영향관계가 나타나지 않았으므로, 경제적 불안정 분석 시 소득과 소득 외 부분을 별도로 구분하여 고려할 필요가 있다. 위의 분석 결과에서 소득 변동성보다 경제적 어려움의 경험 변수의 계수가 더 큰 것으로 나타났는데, 이는 빈곤의 부정적 영향이 저소득보다 물질적 결핍 경험에 의한 것이라는 선행연구(Heflin & Iceland, 2009 등)의 결과와 일치한다. 따라서 소득 변동성 외에 경제적 불안정으로 야기되는 물질적 어려움의 중요성에 주목할 필요가 있으며 경제적 불안정에 대한 대책 수립 시 소득 외 영역을 포괄할 수 있는 다양한 관점에서 모색되어야 함을 시사한다.

셋째, 제반 영향요인을 통제한 상황에서도 경제적 불안정의 단계별 요소들이 건강에 부정적인 영향을 주는 것으로 나타났고, 이는 경제적 불안정 개념의 다면성과 상호성을 보여준다고 할 수 있다. 즉, 한국의 경우 경제적 불안정의 영향이 물질적 경로 - 절대소득가설 - 및 정신적 경로 - 상대소득가설 - 의 두 가지 경로에서 유효하게 나타남을 의미한다. 소득과 건강 간의 관계에 대한 가설은 지속(유지)가능한 최소소득의 수준에 따라 달라지는데<sup>49)</sup>, 경제적 불안정의 영향에서 절대소득 가설이 유효하게 나타났다는 점은 경제적 불안정이 높아지면 최소한의 의식주를 영위하기 어려운 계층이 존재할 가능성을 보여준다.

---

48) 그럼에도 불구하고, 자영업 집단의 소득변동성이 근로소득변동성 전체 중 상당부분을 설명한다는 사실은, 자영업 집단이 상당한 소득 위협에 노출됨을 보여준다. 비자발적인 자영업이 과반수를 차지하는 한국적 상황에서 후생경제학적 비용이 상당히 커짐을 알 수 있다.

49) 일반적으로 평균소득이 의식주 해결이 가능한 최소한의 소득(최저생계비) 이상인 선진국에서는 상대소득가설이, 평균 소득이 최저생계비 이하인 저소득국가에서는 절대소득 가설이 적용된다.

## 2) 결과변수 및 분석대상별 분석 결과 비교

우울에 대한 분석과 자살생각에 대한 분석 결과를 비교해보았을 때, 일부 변수들은 우울에 대한 영향은 통계적으로 유의미했으나 자살생각에 대한 영향은 통계적 유의성이 사라졌다. 이는 자살생각의 발생률이 낮아 통계적 민감도가 낮을 가능성도 있지만, 경제적 불안정이 극심한 상태인 경우 조사대상에서 누락되거나 자살의 실행으로 이어져 분석 사례에서 관찰되지 않았을 가능성도 배제할 수 없다.

독립변수들의 영역별로 나누어 보면, 우울에 대해서는 객관적 및 주관적 변수들이 모두 유의미한 영향을 주는 것으로 나타났지만 자살생각에 대해서는 인식적 측면의 변수는 유의미하게 나타나지 않았다. 반대로, 자살생각에 대한 분석에서는 전반적으로 객관적 지표보다 주관적 지표, 특히 감정적 지표의 중요성이 두드러졌다. 그리고 객관적 변수 중 지속적으로 유의미했던 변수는 경제적 어려움의 경험 유무로, 소득 자체보다는 기본적인 생활 영위를 할 수 있는 것의 중요성을 보여주었다.

가구 소득을 이용한 전체 인구집단 분석과, 개인근로소득을 이용한 분석 결과를 비교해보았을 때, 변수들의 유의성에 있어 큰 차이가 나타나지는 않았다. 그러나 소득 분산을 나타내는 소득변동성 B 변수는 가구소득을 이용한 단변량 분석에서만 그 유의성이 확인되었고(우울과 자살생각), 개인소득의 분산에서는 단변량 분석과 다변량 분석 모두에서 유의성이 확인되지 않았다. 장기적 관점에서 개인의 소득 변동성(분산)은 가구 수준에서 통합·분산화(pooling)되므로 정신건강에 별다른 영향을 주지 않는 것으로 보인다. 하지만 직전년도 소득과의 차분으로 계산되는 소득변동성 A 지표는 개인소득을 이용한 45-64세 남성의 우울 분석에서 통계적 유의성이 높고 소득 감소 역시 우울 증가에 유의미한 수준으로 기여하는 것으로 나타났다. 남성이 가계의 주 부양자인 상황에서 남성 근로자의 단기 소득변동성은 개인의 가계 부양을 어렵게 하므로 남성에게 큰 부담으로 작용할 수 있을 것이다.

## V. 노후소득보장제도와 고령자의 정신건강

전체 연구 대상에 대해서 DD(이중차이모형)를 적용하여, 가구의 유형을 고려하지 않았을 때의 정책효과를 확인한 이후에 가구의 유형을 더미변수화하여 DDD(삼중차이모형)를 적용하여 가구의 유형에 따라 정책효과가 다르게 나타나는지를 확인하였다. 가구 내 수급자가 1명인 경우(노인단독가구)와 2명인 경우(노인부부가구) 각각 수급액이 다르고, 인구학적 특성이 다소 차이가 있어 정책 효과가 다르게 나타날 가능성이 있기 때문이다.

DD(이중차이모형) 분석 시 전체 연구 대상에 대한 계량적 분석에서는 연금 제도의 긍정적인 영향이 확인되지 않았으나, DDD(삼중차이모형)에서는 노인단독가구에서 연금수급이 수급자의 우울 수준을 유의미하게 감소시켰다. 추가적 계량 분석에서는 간접적 지표가 될 수 있는 다른 변인에 대한 영향을 확인함으로써 비기여식 연금의 의의와 정신건강에 대한 효과 여부를 제고한다.

### 1. 기초노령연금이 고령자의 우울에 미치는 영향<sup>50)</sup>

#### 1) 분석 대상 사례의 특성 분포

최종 선택된 사례는 수급군 339사례(단독: 188, 부부: 151), 비수급군 421사례(단독: 204, 부부: 217)로 총 760사례이다<sup>51)</sup>. 사례들의 특성을 확

50) 비선형 모형에서의 상호작용 효과의 해석에 대해서는 Ai & Norton(2003), Buis(2010), Greene(2010) 등이 다룬 바 있다. 결과 전달의 편의성을 위해, 각 군의 예측값(predicted value)을 별도로 계산하였고(〈표 18〉 및 〈표 19〉) 로짓모형과 한계효과의 통계적 유의성은 다를 수 있으나 가설 검증은 회귀계수에 대해 이루어지는 것이 타당하므로, 한계효과의 통계적 유의성은 원래의 로짓모형 결과를 따라 표기하였다. 가설검증은 회귀계수에 대해 이루어져야 하고 한계효과나 odds ratio는 독자에게 어떠한 함의를 전달할 것인가에 대한 선택이라는 Greene(2010)의 주장에 따라 회귀계수와 odds ratio를 함께 제시하였다(〈부표 B1-1〉 및 〈부표 B1-2〉).

51) 분석에서 가구 유형은 노인단독가구와 노인부부가구로 구분하였다. 노인단독가구는 가구 내 70세 이상 노인이 1인인 경우, 노인부부가구는 70세 이상 노인이 2인인 경우이다. 가구 내 다른 가구원은 가구원 수를 통해서만 통제한다.

인한 결과(<표 15>), 서두에서 지적인 바와 같이 정책 전·후 시점에서 기초노령연금 수급군은 비수급군에 비해 우울 수준이 높고 우울의 영향요인이 되는 인구학적·사회경제적 특성에서 열등한 모습을 보였다. 그러나 정책 전후 평균 발생률을 비교해 보면 수급군에서 더 많이 감소하였음을 확인할 수 있다.

기초노령연금 수급군은 비수급군에 비해 평균 연령이 높고 여성의 비율이 높으며 배우자가 없는 상태(이혼, 사별 등)의 결혼 상태에 있는 사례가 많았다. 연령의 증가함에 따라 우울이 증가한다는 연령-우울의 관계를 고려할 때 이들의 높은 연령 수준은 우울 증가에 일부분 기여했을 것으로 보인다. 또, 노인에 있어 배우자의 유무는 정신건강에 상당한 역할을 하는 것으로 알려져 있다. 따라서 무배우자의 비율이 높은 수급군에서 우울의 수준이 높은 것으로 보인다.

교육수준 역시 수급군에서 무학의 비율이 높고 고교 이상의 비율이 낮아 상대적으로 저학력인 사례가 많음을 확인할 수 있다. 고령층에서 학력은 사회경제적 지위와 연관되는 경향이 있는데, 생애주기적 관점에서 이들은 (비수급군에 비해) 낮은 사회경제적 지위를 가지고 살아왔을 가능성이 있으며 생애 누적적인 영향이 있을 것으로 추정할 수 있다.

평균 가구원수는 비수급군보다 적었는데, 가구규모에 대한 빈도 분석 결과, 수급군 내 혼자 사는 독거 노인의 비율이 높기 때문인 것으로 나타났다. 그리고 편부, 편모, 조손 가정 등의 결손 가정의 비율이 비수급군보다 높았다. 연령이 증가할수록 사회활동이 감소하므로, 노인의 정신건강에 있어 가족 구성이나 관계는 상당한 중요성을 갖게 된다.

다음으로 경제적 특성을 살펴보았을 때, 수급군은 비수급군보다 자산 및 경상소득이 적을 뿐 아니라, 공적연금 소득의 규모는 매우 확연한 격차를 보였다. 특수직역연금 수급자를 제외하였음에도 불구하고 공적 연금 수급액 규모가 10배 이상 차이가 남을 확인할 수 있으며, 이는 공적 연금 가입에 대한 접근성이 차별적이었을 가능성을 시사한다. 차별적인 노후대비는 안정적인 소득원의 유무를 의미하므로, 수급군은 경제적 불안정에 보다 많이 노출되었을 것이고 이 때문에 이들의 우울 수준이 높을 것으로 해석할 수 있다. 수급군의 경제활동 참여는 비수급군보다 높은 것으로 나타났는데, 이들의 낮은 소득수준을 고려할 때 생계형 취업인원이 많을 것으로 생각할

수 있다. 이전 시기에 소득이 낮았거나, 은퇴 후 소득을 보충할 연금이 없는 경우 더 오래 일하는 경향이 있기 때문이다(Fox, 1984). 주거 형태에서 월세, 전세 등 비자가 가구의 비율 역시 수급군에서 두 배 이상 높았다. 이들이 경험하는 주거 불안정 역시 높은 우울 수준에 기여했을 것이다.

사회적 관계 만족도나 가족관계 만족도의 경우에도 만족한다고 응답한 비율이 비수급자군에서 더 높은 것으로 나타났는데, 중고령층의 정신건강에 있어서는 소득 등 경제적인 요인 뿐 아니라 관계에 대한 만족과 같은 사회적 요인들의 영향이 중대하다. 따라서 이들의 낮은 관계 만족도는 우울에 기여했을 가능성이 있다. 반면 만성질환 보유자는 수급군에 더 많았고, 입원의료이용경험이 있는 사람의 비율은 비수급군에서 더 높았다. 만성질환 보유율로 미루어보아 이들의 건강상태가 유사하다고 가정할 때, 입원의료 이용은 비수급군의 경제적 우위를 보여주는 결과일 수 있다. DDD(삼중차이모형) 적용 시, 수급가구 유형별 사례 특성을 파악할 필요가 있으므로 가구 유형별 사례 분포를 함께 제시하였다(<표 16> 및 <표 17>).

<표 15> 분석 대상 사례들의 특성 분포(n=760)

변수범주	변수이름	비수급군(n=421)		수급군(n=339)	
년도		2007	2008	2007	2008
우울	(CES-D11 총점)	11.9(점)	10.5(점)	14.5(점)	12.4(점)
	(CES-D11>=6.7)	39.0(%)	36.3(%)	54.3(%)	48.7(%)
인구학적	연령	71.9(세)	72.9(세)	72.7(세)	73.7(세)
특성	성별(여성)	48.5(%)	48.5(%)	69.0(%)	69.0(%)
	혼인상태(배우자없음)	24.5(%)	24.5(%)	51.3(%)	51.9(%)
	교육수준(무학)	17.1(%)	17.1(%)	35.0(%)	35.0(%)
	(초·중학)	55.3(%)	55.3(%)	58.2(%)	58.2(%)
	(고교이상)	27.6(%)	27.6(%)	6.8(%)	6.8(%)
	가구규모	2.2(명)	2.2(명)	2.3(명)	2.2(명)
	가구형태(결혼가정)	20.0(%)	20.0(%)	29.7(%)	29.8(%)
	경제적				
	자산	119.2(백만원)	150.4(백만원)	44.5(백만원)	48.6(백만원)
특성	경상소득	20.2(백만원)	22.0(백만원)	15.7(백만원)	18.3(백만원)
	공적연금소득	518.9(만원)	530.3(만원)	31.6(만원)	33.6(만원)
	사적이전소득	436.9(만원)	489.7(만원)	373.4(만원)	395.5(만원)
	경제활동참여(경활)	28.5(%)	28.7(%)	29.8(%)	25.4(%)
	주거형태(비자가)	8.0(%)	8.6(%)	25.1(%)	25.7(%)
	사회적				
관계	사회적 관계(만족)	68.4(%)	63.7(%)	62.2(%)	59.0(%)
	가족 관계(만족)	78.9(%)	77.0(%)	64.0(%)	70.5(%)
건강관련	만성질환(있음)	84.3(%)	86.9(%)	83.2(%)	90.3(%)
특성	입원의료이용(이용함)	20.2(%)	23.5(%)	16.5(%)	13.9(%)

<표 16> 분석 대상 사례들의 특성 분포: 노인부부가구(n=368)

변수범주	변수이름	비수급군(n=217)		수급군(n=151)	
년도		2007	2008	2007	2008
우울	(CES-D11 총점)	6.2(점)	5.6(점)	6.7(점)	6.3(점)
	(CES-D11>=6.7)	37.3(%)	34.1(%)	43.7(%)	45.7(%)
인구학적	연령	72.2(세)	73.2(세)	72.3(세)	73.7(세)
특성	성별(여성)	53.5(%)	53.5(%)	52.9(%)	52.9(%)
	교육수준 (무학)	16.6(%)	16.6(%)	23.2(%)	23.2(%)
	(초·중학)	59.9(%)	59.9(%)	67.6(%)	67.6(%)
	(고교이상)	23.5(%)	23.5(%)	9.3(%)	9.3(%)
	가구규모	2.3(명)	2.3(명)	2.4(명)	2.4(명)
	가구형태(결혼가정)	0.9(%)	0.9(%)	0.0(%)	0.0(%)
경제적	자산	139.5(백만원)	159.6(백만원)	34.5(백만원)	35.9(백만원)
특성	경상소득	20.8(백만원)	22.7(백만원)	13.9(백만원)	16.2(백만원)
	공적연금소득	586.9(만원)	606.5(만원)	25.1(만원)	33.3(만원)
	사적이전소득	500.9(만원)	561.5(만원)	473.7(만원)	513.1(만원)
	경제활동참여(경활)	27.2(%)	27.6(%)	35.8(%)	32.5(%)
	주거형태(비자가)	2.8(%)	4.1(%)	15.9(%)	17.2(%)
사회적	사회적 관계(만족)	68.7(%)	60.4(%)	62.9(%)	62.3(%)
관계	가족 관계(만족)	86.7(%)	82.0(%)	71.5(%)	72.2(%)
건강관련	만성질환(있음)	82.9(%)	86.2(%)	80.8(%)	88.1(%)
특성	입원의료이용(이용함)	19.8(%)	27.6(%)	13.3(%)	11.9(%)

<표 17> 분석 대상 사례들의 특성 분포: 노인단독가구(n=392)

변수범주	변수이름	비수급군(n=204)		수급군(n=188)	
년도		2007	2008	2007	2008
우울	(CES-D11 총점)	6.9(점)	6.0(점)	9.0(점)	7.3(점)
	(CES-D11>=6.7)	40.7(%)	38.7(%)	62.8(%)	51.5(%)
인구학적	연령	71.5(세)	72.5(세)	73.1(세)	74.1(세)
특성	성별(여성)	43.1(%)	43.1(%)	81.9(%)	81.9(%)
	혼인상태(배우자없음)	50.5(%)	52.9(%)	92.6(%)	93.6(%)
	교육수준 (무학)	17.2(%)	17.2(%)	44.2(%)	44.2(%)
	(초·중학)	52.0(%)	52.0(%)	51.1(%)	51.1(%)
	(고교이상)	30.9(%)	30.9(%)	4.8(%)	4.8(%)
	가구규모	2.1(명)	2.0(명)	2.2(명)	2.1(명)
	가구형태(결혼가정)	40.2(%)	40.2(%)	53.7(%)	53.7(%)
경제적	자산	97.6(백만원)	140.6(백만원)	52.6(백만원)	58.8(백만원)
특성	경상소득	19.5(백만원)	21.2(백만원)	17.1(백만원)	20.0(백만원)
	공적연금소득	446.5(만원)	449.3(만원)	36.9(만원)	33.9(만원)
	사적이전소득	368.8(만원)	413.3(만원)	292.9(만원)	301.1(만원)
	경제활동참여(경활)	29.9(%)	29.9(%)	25.0(%)	19.7(%)
	주거형태(비자가)	13.7(%)	13.2(%)	32.5(%)	32.5(%)
사회적	사회적 관계(만족)	68.1(%)	67.2(%)	61.7(%)	56.4(%)
관계	가족 관계(만족)	70.6(%)	71.6(%)	58.0(%)	69.2(%)
건강관련	만성질환(있음)	85.8(%)	87.8(%)	85.1(%)	92.0(%)
특성	입원의료이용(이용함)	20.6(%)	19.1(%)	19.2(%)	15.4(%)



## 2) 기초노령연금이 고령자의 우울에 미치는 영향<sup>52)</sup>

### (1) 전체 연구대상 분석(DD)

정책 시행 전후 시점의 기초노령연금 수급군과 비수급군의 우울 수준 비교를 통해 기초노령연금의 수급이 고령자의 우울에 미치는 영향을 확인하였다(<표 18>). 분석 결과, 정책시행 이전시점 비수급군(0.416)과 정책 시행 이후 시점 수급군(0.397)의 우울 발생 위험에는 차이가 있었지만 점수 차이를 정책 전·후 차이와 집단 간 차이, 정책 효과로 분해해 보았을 때 정책 수혜여부와 정책개입시점의 교호항이 유의하지 않은 것으로 나타났다(부표 B1-1) 우울 수준의 감소는 기초노령연금정책의 효과라고 보기 어려웠다.

그 이유로는 기초노령연금 지급액의 규모가 크지 않아, 다른 요인들의 영향보다 작았기 때문일 것으로 보인다. 분석 사례들의 특성을 확인해보면, 수급군에서 가구경상소득의 증가분이 약 270만원인데 반해, 비수급군에서는 약 180만원이 증가하였다. 즉, 기초노령연금 비수급군은 기초노령연금 외에도 다른 소득원에 대해 접근성이 확보되어 있다. 따라서 (비수급군과 비교하였을 때) 기초노령연금 수급으로 인해서 충분한 비교우위가 생겼다고 보기 어려우며 강소랑과 문상호(2013)가 주장한 바와 같이 빈곤이나 상대적 박탈감을 해소하기에는 충분하지 않은 수준인 것으로 보인다. 소득 증가로 인해 경제적 만족도 등이 개선될 수는 있을 것이나 실증분석 결과 그 영향이 미미하였고(강소랑과 문상호, 2013) 보다 복잡한 정신 상태인 우울에까지는 영향을 주지 못하는 것으로 해석된다.

비수급군에서는 기초노령연금 수급 외에 다른 공적연금이나 사적이전 등에서 상당한 규모의 소득 증가가 있고, 자산이 충분하여 경제적인 부분

---

52) DD/DDD 분석 결과 계산된 군별 우울발생 margin은 (-)값이 산출되었다. 이와 같이 계산된 margin이 (0,1)의 범주를 벗어나는 현상은, 한계값을 계산할 때 (정규분포와 유사한) delta method가 사용되기 때문에 margin이 0 또는 1과 매우 가까운 경우에 발생한다(statalist#1, 2017). 그러나 로짓분석에서 margin의 의미는 해당 군 안에서의 특정 사건이 발생할 확률을 의미하므로 0과 1사이의 값이어야 하고, 이를 위해 해당 분석에서는 별도의 수학적 변환과정을 거쳤다. 변환된 margin은 구간이 축소되었으므로, 변환된 군별 margin의 차이와 기초노령연금의 marginal effect가 일치하지 않는다. 따라서 본문에는 변환된 군별 margin에 대한 2\*2 표만을 제시하고 실제 계산된 margin과 기초노령연금의 marginal effect는 <부표 B1-3>, <부표 B1-4>에 제시한다.

에 있어 다른 재원으로부터의 소득 증가를 기대하기 어려운 기초노령연금 수급군과 구별된다. 즉, 다른 재원으로부터의 추가적인 조달 가능성이라는 측면에서 수급군과 비수급군의 차별적인 지위를 발견할 수 있다.

또한 공적 연금 수혜는 과거 노후 대비가 가능하였는지 여부를 보여 주는데, 약 51%가 공적 연금을 받는 비수급군과 달리 수급군은 약 14% 정도만 공적 연금 수급 대상자이다. 수급군은 상대적으로 젊은 시절 열악한 경제적 상태에 있어 노후 대비를 하지 못했을 가능성이 높다. 따라서 생애 주기적 관점에서 보았을 때, 이들의 낮은 정신건강 상태는 수급 여부가 아닌 생애 누적적인 효과일 수 있다.

하지만 기초노령연금 외 공적 연금이 유의미하게 우울 발생의 위험을 감소시키는 것으로 나타나므로, 공적이전소득이 우울을 감소시키는 데 긍정적인 역할을 할 것으로 예상할 수 있다. 기초노령연금의 수급은 소득 증가 외에 다른 기제를 통해서 정신건강에 영향을 줄 수 있는데 이에 대해서는 추가적인 계량 분석과 질적 연구 결과를 검토하면서 상세하게 다루도록 한다. 또, 가구 유형별로 기초노령연금의 영향이 차별적으로 나타날 가능성이 있으므로 수급자 유형을 구분하여 DDD(삼중차이모형)를 적용해 보았다.

## (2) 수급가구 유형별 차별적 효과(DDD)

기초노령연금은 가구 내 개인에게 지급이 되므로 가구의 수급자 수에 따라 수급액의 수준이 달라진다. 그러나 통계 자료에서는 어느 개인이 받는지 파악하기 어려우며, 다만 수급액 수준을 통해 가구 내 수급인원을 파악할 수 있다. 수급액 수준에 따라 정책 효과가 다르게 나타날 수 있으므로 수급가구의 유형을 구분하여 정책효과를 확인하였다(<표 19>).

분석 결과, 노인부부가구(노인부부가 포함된 가구)에서는 정책이 유효한 효과를 보이지 않고 노인단독가구(노인 1인이 포함된 가구)에서는 정책이 유의미하게 우울을 개선하는 효과가 있었다. 노인부부가구 집단에서는 비수급군의 정책 이전 시점의 우울 발생 위험이 0.482, 수급군의 정책 이후 시점의 우울 발생 위험이 0.479인 것으로 나타났다(<표 19>). 즉 기초노령연금 수급 여부와 무관하게 우울 발생 위험의 변화가 크지 않았고, 기

초노령연금 수급으로 인한 우울 위험의 변화가 통계적으로 유의미하게 나타나지도 않았다(<부표 B1-2>의 세 번째 행). 반면, 노인단독가구 집단에서는 비수급군의 정책 이전 시점의 우울 발생 위험이 0.361, 수급군의 정책 이후시점의 우울 발생 위험이 0.323인 것으로 나타났으며(<표 19>) 기초노령연금 수급으로 인한 우울 위험의 변화가 통계적으로 유의미한 것으로 나타났다(<부표 B1-2>의 다섯 번째 행).

이와 같은 차별적인 효과는 노인부부가구와 노인단독가구의 특성 차이에 기인하는 것으로 보이는데 노인부부가구의 2007년 연간공적연금수급액이 24.2만원, 연간 사적이전소득액이 478.4만원인데 반해 노인단독가구의 경우 2007년 연간 공적연금 수급액이 평균 37.3만원, 사적이전소득액이 293.1만원이었다. 공적연금 및 사적이전소득은 근로를 통해 얻는 소득 외에 비교적 안정적인 소득이라고 할 수 있는데, 이 두 가지 소득원의 수준이 상당히 차이가 나고 있었다. 공적연금은 노인단독가구가 더 많았지만 노인부부가구와 비교했을 때 차액이 약 13만원으로 크지 않았으나 사적이전소득은 약 185만원 정도 차이가 나는 것으로 나타난다. 그리고 부부수급가구의 경제활동참여율이 35.4%인데 반해 단독가구는 25.5%만이 경제활동을 통해 소득을 얻고 있었다. 공적 노후보장제도가 잘 갖춰져 있지 못한 상황에서, 사적이전소득이나 시장을 통한 근로소득에 의존하는 현실을 보여주는데, 노인단독가구의 경우 사적인 경로로 이전소득을 확보하기 어려울 뿐 아니라 시장근로소득에도 접근이 어려웠다.

노인부부가구의 경우, 분석사례 중 80% 이상이 부부만 살고 있는 상황이었으며 노인단독가구의 경우 독거가구가 약 45%, 가구규모가 2-3인인 경우가 약 40%를 차지했다. 가구소득과 자산의 경우 단독가구의 경우가 더 높았지만, 본인이 벌어들인 수입이 아니기 때문에 경제적 자원에 대한 접근성은 높지 않을 것이다. 낮은 사적 이전의 수준과, 높은 여성 및 무배우자의 비율(90.6%)을 보았을 때, 자녀나 다른 부양자와 함께 살고 있는 고령 여성노인이 높은 비율을 차지하는 것으로 보인다. 여성 노인의 경우 자녀 동거는 본인의 경제적 자원과 부정적 관계에 있으므로(김정석, 2003), 가구 소득의 대부분은 주부양자(주로 자녀)의 근로소득 등일 것이며 기초노령연금 수급자는 뚜렷한 수입원이 없이 부양자에 의존하여 살고 있을 것이다. 따라서 가구소득이 부부수급자 가구보다 높다고 하더라도 스스로 사

용할 수 있는 경제적 자원이나 정기적인 소득은 없는 경우가 대부분일 것이다. 다른 경제적 자원에 대한 접근성이 높은 노인부부수급자에 비해 경제적 자원이 열악한 이들에게 기초노령연금은 주기적이고 안정적인 소득원이 되었을 것이고 그로 인해 이들의 정신건강 개선에 긍정적인 영향을 준 것으로 보인다.

<표 18> 우울에 대한 기초노령연금의 정책효과 분석 결과: DD(n=760)

전체 분석 대상: 부부노인가구+ 단독노인가구 (n= 760)		
수급여부/ 시점	2007	2008
비수급군	0.416	0.374
수급군	0.467	0.397

※ 주: 각주 52번 참고

<표 19> 우울에 대한 기초노령연금의 차별적인 정책효과 분석 결과: DDD(n=760)

가구유형	노인부부가구(n = 368)		노인단독가구(n = 392)	
	2007	2008	2007	2008
비수급군	0.482	0.415	0.361	0.346
수급군	0.452	0.479	0.468	0.323

※ 주: 각주 52번 참고

## 2. 기초노령연금의 영향기제 탐색

기초노령연금이 작동하는 기제에 대해 확인하기 위해 관련 변수들에 대한 추가 분석을 실시하였다. 기존 분석 모델에서 통제변수였던 경제활동 참여나 가족관계 만족에 대한 분석은 사례수가 동일하나, 경제적 불안정 변수(세부연구 1 참고)는 관련 문항 응답률이 낮아, 분석 가능 사례수가 절반 이하였다( $n=307 / n(\text{가구})=272$ ).

분석 결과, 경제활동참여와 가족관계만족은 가구 유형과 무관하게 기초노령연금의 영향을 받는 것으로 나타나 DD로 분석하였다. 그러나 경제적 불안정 변수에 대한 분석은 DD 분석에서는 통계적으로 유의미한 영향을 관찰할 수 없었다. 다만 가구 유형을 나누어 분석했을 때, 일부 변수에 대한 분석 결과에서 기초노령연금의 영향이 확인되었으므로 경제적 불안정 변수에 대해서는 DDD 분석 결과를 제시하였다.

### 1) 기초노령연금과 경제활동참여

2014년도를 기준으로, 노인의 취업률은 29.8%이다. 본 연구에서의 경제활동 참여율은 무급노동을 제외하고 소득을 발생시키는 경제활동만을 포함했기 때문에 기존의 통계 수치와 다소 차이를 보인다. 노인들이 일하는 이유는 생계비 마련을 위한 근로(79.3%)라는 응답이 압도적이었고, 반면 앞으로 일을 하고 싶지 않다는 응답이 과반수(65.3%)를 차지하였다(보건복지부, 2014). 즉, 많은 노인들이 근로를 원하지 않는 상황에서 생계비 마련을 위해 불가피하고 비자발적으로 유급노동에 종사하게 된다고 할 수 있다.

또한 이들이 종사하고 있는 분야는 대부분 농림어업·단순 노무직으로 이들의 건강상태나 신체적 능력을 고려할 때 적절하지 않다. 따라서 소득을 확보하기 위한 유급 노동은 대부분 이들의 건강에 부정적인 영향을 줄 것으로 보인다. 추가적인 소득이 확보되는 경우, 이들의 불가피하고 비자발적인 노동이 감소할 것을 예상할 수 있고 (불가피·비자발적) 유급 노동의 감소는 이들의 정신건강에 긍정적인 영향을 줄 것으로 보인다(<표 20> 및

<부표 B2-1>). 유급 노동이 감소함으로써 이들의 소득 증가는 상쇄될 것  
이나 물질적 자원이 아닌 근로의 압박으로부터의 해방(relief)(Tellez-Rojo  
et al., 2012) 등 다른 경로를 통해 노인들의 건강 향상에 기여할 수 있다.

반대로 건강이 좋지 않아서 또는 나이 때문에 노동시장에서 탈락하고,  
이 때문에 수급조건을 충족하게 되어 연금을 수급하는 경우도 있을 수 있  
다. 이 경우에도 이들에 대한 재정적 보조는 경제적 스트레스 경감에 기여  
할 것이다.

## 2) 기초노령연금과 가족관계 만족

한국 노인들은 가구 소득의 상당 부분을 자녀 등으로부터의 사적 이  
전에 의존해왔다. 2008년 노인실태조사에 따르면 노인가구 평균 연소득 중  
사적이전소득이 차지하는 비중은 44.7%였으며, 공적 이전 소득은 25.5%에  
그쳤다. 그런데 기초(노령)연금과 같은 공적 이전 소득이 증가하면 사적 이  
전을 구축하며(이석민 등, 2015) 2014년 노인실태조사에서도 사적이전소득  
의 비중이 감소(23.8%)하고 공적이전소득이 증가(35%)하였다.

기초연금 수급으로 가처분 소득이 증가함에 따라 자녀에 대한 경제적  
의존이 감소(국민연금공단, 2015), 가족관계가 개선될 수 있으며 노인의 정  
신건강에 있어 가족관계의 중요성을 고려해볼 때 이러한 결과는 우울 감소  
에 기여했을 가능성이 있다(<표 21> 및 <부표 B2-2>).

<표 20> 경제활동참여에 대한 기초노령연금의 정책효과 분석 결과(n=760)

변수범주	변수이름	OR(Odds Ratio)	회귀계수
정책 이후(ref. 정책 이전)		2.353*	0.858*
수급군(ref. 비수급군)		5.100*	1.617*
기초노령연금 정책효과(정책이후×수급군)		0.276*	-1.289*

※주: †p<0.1, \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

<표 21> 가족관계 만족에 대한 기초노령연금의 정책효과 분석 결과(n=760)

변수범주	변수이름	OR(Odds Ratio)	회귀계수
정책 이후(ref. 정책 이전)		0.896	-0.110
수급군(ref. 비수급군)		0.650	-0.437
기초노령연금 정책효과(정책이후×수급군)		1.914*	0.658*

※ 주: †p<0.1, \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001



### 3) 기초노령연금과 경제적 불안정

기초노령연금으로 인한 소득 증가는 기초통계에서 확인된 바 있으나 경제적 불안정에 대한 영향도 실증분석을 통해 검토될 필요가 있다. 단, 통계적인 한계<sup>53)</sup>로 인해 경제적 어려움의 경험, 주관적 최저생계비, 소득 만족도, 경제적 이유로 인한 갈등·우려 등 일부분 변수에 대해서만 분석을 실시할 수 있었다.

전체 연구대상을 포괄하는 분석이 아니므로, 정책효과 분석 결과 해석을 전부 설명하지는 못하며 다만 영향기제의 일부로 참조될 수 있다. 이 때문에 계수의 값보다는 방향성과 통계적 유의성을 중심으로 분석결과를 설명한다. 또, 우울에 대한 영향 분석에서 DD는 통계적 유의성이 없었고 DDD만 통계적으로 유의미한 영향이 있는 것으로 나타났으므로 추가분석에서는 DDD에 대해서만 분석하였다.

분석 결과, 경제적 불안정 지표 중 주관적 최저생계비 수준과 (가구) 소득만족에 통계적으로 유의미한 영향을 주는 것으로 나타났다(<표 23> / <부표 B2-4> 및 <표 24> / <부표 B2-5>). 이는 예측 가능한 수입이 증가함에 따라 인식차원에서의 생활비 지출 수준이 달라지고 경제적 만족도가 증가한다는 선행연구와 일치하는 결과이다. 그러나 객관적인 지표인 경제적 어려움의 경험은 별다른 영향을 받지 않는 것으로 나타났는데(<표 22> / <부표 B2-3>) 경제적 어려움의 경험은 포괄적인 물질적 결핍을 대변하기는 하지만 경제적 어려움의 경험에 포함되는 항목들이 극단적인 상황(공과금을 납부하지 못한 경험 등)이고 이것에 노출될 가능성이 높은 국민기초생활급여 수급자가 분석에서 제외되었으므로 분석 대상의 특성 관점에서 적용이 적절하지 않은 변수였을 수 있다. 그리고 경제적 갈등·우려 변수에 대해서도 유의미한 영향이 나타나지 않았는데(<표 25> / <부표 B2-6>), 이는 제한적인 수급금액 때문에 경제적 문제를 근본적으로 해결하지는 못하기 때문에 나타나는 현상으로 보인다.

53) 소득변동성(A,B) 변수는 2개년도 자료에 적용할 경우 차분을 나타내게 되므로 소득의 증감을 나타낼 뿐이다. 따라서 소득 증가의 효과를 측정하는 것과 동일하므로 별도의 분석이 필요하지 않다. 저소득가구 해당기간 변수 역시 시간적 차원의 측정값이기 때문에 2개년도 분석에는 적절하지 않으며, 수급으로 인한 경제상태(저소득 여부) 변화는 기존 연구에서 빈곤율 감소 등 많이 다루어지고 있으므로 추가분석에 포함하지 않았다.

<표 22> 경제적 어려움 경험에 대한 기초노령연금의 정책효과 분석 결과(n=307)

변수이름	OR(Odds Ratio)	회귀계수
정책 이후(ref. 정책 이전)	0.340	-1.077
수급군(ref. 비수급군)	0.825	-0.193
기초노령연금 정책효과(정책이후×수급군)	0.829	-0.187
노인단독가구(ref. 노인부부가구)	0.291	-1.233
정책이후×노인단독가구	1.778	0.576
수급군×노인단독가구	2.337	0.849
가구유형에 따른 기초노령연금 정책효과 (정책이후×수급군×노인단독가구)	1.114	0.108

※ 주: †p<0.1, \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

<표 23> 주관적 최저생계비에 대한 기초노령연금의 정책효과 분석 결과(n=307)

변수이름	회귀계수 <sup>54)</sup>
정책 이후(ref. 정책 이전)	0.094*
수급군(ref. 비수급군)	-0.092
기초노령연금 정책효과(정책이후×수급군)	-0.041
노인단독가구(ref. 노인부부가구)	0.080
정책이후×노인단독가구	-0.130*
수급군×노인단독가구	-0.029
가구유형에 따른 기초노령연금 정책효과 (정책이후×수급군×노인단독가구)	0.205†

※ 주: †p<0.1, \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

54) <표 23>에서는 결과변수가 연속형 변수이므로 OR(Odds Ratio)은 계산되지 않는다..

<표 24> 가구소득만족에 대한 기초노령연금의 정책효과 분석 결과(n=307)

변수이름	OR(Odds Ratio)	회귀계수
정책 이후(ref. 정책 이전)	1.570	0.451
수급군(ref. 비수급군)	1.004	0.004
기초노령연금 정책효과(정책이후×수급군)	0.170 <sup>†</sup>	-1.775 <sup>†</sup>
노인단독가구(ref. 노인부부가구)	0.907	-0.097
정책이후×노인단독가구	0.928	-0.075
수급군×노인단독가구	0.092 <sup>†</sup>	-2.388 <sup>†</sup>
가구유형에 따른 기초노령연금 정책효과 (정책이후×수급군×노인단독가구)	17.000 <sup>†</sup>	2.833 <sup>†</sup>

※ 주: <sup>†</sup>p<0.1, \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

<표 25> 경제적 갈등 및 우려에 대한 기초노령연금의 정책효과 분석 결과(n=307)

변수이름	OR(Odds Ratio)	회귀계수
정책 이후(ref. 정책 이전)	0.859	-0.152
수급군(ref. 비수급군)	0.530	-0.634
기초노령연금 정책효과(정책이후×수급군)	2.252	0.812
노인단독가구(ref. 노인부부가구)	0.290 <sup>†</sup>	-1.238 <sup>†</sup>
정책이후×노인단독가구	0.945	-0.057
수급군×노인단독가구	4.191	1.433
가구유형에 따른 기초노령연금 정책효과 (정책이후×수급군×노인단독가구)	0.244	-1.409

※ 주: <sup>†</sup>p<0.1, \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

### 3. 소결

본 장에서는 2008년 국내에 도입된 비기여식 연금인 기초노령연금의 정신건강에 대한 효과를 확인하고, 추가적인 계량 분석을 통해 공적 연금 수급의 정신건강 영향 기제에 대한 이해를 도모하였다.

가구 유형을 고려하지 않은 DD(이중차이모형) 분석에서, 정책이후 시점에서 기초노령연금 수급군의 우울 점수는 정책 이전 시점의 비수급군의 우울점수보다 낮아진 것으로 확인되었지만, 정책이 우울점수의 하락에 통계적으로 유의미하게 기여했다고 보기는 어려웠다. 이와 같은 분석 결과는 기초노령연금 수급군의 특성에 일부 기인하는 것으로 보인다. 낮은 소득 외에도, 기초노령연금 수급군은 비수급군에 비해서 나이가 많고 여성의 비율이 높다. 연령과 성별 비중을 제외하더라도, 학력이나 공적 연금, 관계 만족도 등에 있어서도 열등한 상황에 있는 것으로 나타났다.

기초노령연금 수급군은 정책 수혜 이전·이후 시점 모두에서 우울 수준이 비수급군보다 높은 것으로 나타나는데, 이들의 열등한 상황은 노인이 되어서 만들어졌다고보다는 젊은 시절부터 생애 누적적으로 형성되었을 가능성이 크다. 학력이 낮아 안정적이거나 고정적인 일자리에 일하지 못하고, 그로써 정규노동시장에 편입되지 못하여 4대 보험 등 보편적인 사회보장제도의 혜택을 받지 못하였으며 이것이 결국 노년의 경제적 불안정 및 주거불안정을 야기했을 것이기 때문이다. 소득 외적인 부분에 있어서 여러 영향요인들이 정신건강에 부정적인 영향을 미치는 상황에서, 기초노령연금은 지급액이 제한적이므로 물질적인 경로로 기여하는 비중이 상대적으로 적을 뿐 아니라 고령자가 느끼는 사회적 불평등·상대적 빈곤감을 해소하기는 어려울 가능성이 있다(강소랑과 문상호, 2013).

그러나 가구 유형을 변수화한 DDD(삼중차이모형) 분석에서는 노인단독가구의 수급자에 대한 유의미한 정책효과를 확인하였다. 이들에 대한 차별적인 정책효과는 노인부부가구와 노인단독가구의 가족관계와 경제적 자립성 등의 차이에 기인하는 것으로 보았다. 노인부부가구는 부부가 함께 사는 반면, 노인단독가구는 여성노인이 다른 부양자와 함께 사는 경우가 많아 자녀 등 가구 내 부양자에게 경제적으로 의존할 가능성이 매우 높았

다(김정석, 2003). 다른 가용자원이 없는 상황에서 부양자에 경제적으로 의존해서 생활하는 것은 이들에게 상당한 스트레스로 작용할 수 있다. 특히 노인단독가구는 ‘배우자’라는 상당한 사회적 자원이 없는 경우가 많으므로 경제적 자원의 상태가 더 큰 영향을 줄 가능성이 있다. 이러한 상황에서 기초노령연금의 수급은 소득 증가와 함께 안정적인 소득원을 제공함으로써 소득원 교체(income source change)에 따른 스트레스를 완화하는 역할을 하는 것으로 보인다(Bando, Gertler & Galiani, 2014).

Harvey(1998)의 연구에 따르면, 실업 등으로 야기되는 경제적 어려움이 성공적으로 복원된다면 정신건강에 지속적인 영향을 주지 않을 것이나, 만약 그렇지 않다면 지속적인 경제적 어려움은 이들에게 만성적인 스트레스원이 될 것이고 정신건강을 악화시킨다. 이러한 상황에서 정기적이고 일정한 수준의 소득이 발생한다는 것은 이들의 경제적 스트레스를 감소시키는 데 일조할 것이다. Golberstein(2015)의 연구에서도 사회보장급여는 독립적인 생활의 가능성(likelihood)을 높여주고 특히 이 효과는 배우자가 없는 여성에게 강력하게 나타난다고 하였다. 즉, 소득보조는 경제적 어려움과 관련된 정신적 스트레스를 경감시킨다는 것이다. Golberstein(2015)은 그의 연구가 여성, 그리고 저학력 가구에만 적용할 있다고 언급하였는데, 본 연구의 분석도 유사한 경향을 보인다. 중국의 사례를 분석한 Chen & Wang (2016)의 연구에서도 연금의 정신건강 개선 효과는 저소득 가구나, 만성질환자에게서 더 크게 나타났다. 즉, 연금의 긍정적 효과는, 다른 경제적 자원에 대한 접근이 제한되어 있고 사회경제적 수준이 낮은 경우 보다 뚜렷하고 크게 나타나는 것으로 보인다. 경제학적으로 보면, 개인이 느끼는 효용이 대체재의 가용성에 따라 달라지는 것으로 해석할 수 있을 것이다.

우울 발생 위험에 대한, 연금의 잠재적인 작동 기제를 추가적인 계량 분석을 통해서 확인해보았다. 먼저, 경제활동 참여나 가족관계 만족에 대한 영향을 확인함으로써, 비자발적 근로의 감소나 가족관계 개선을 통해 정신건강 개선에 기여할 가능성을 확인하였다. Bando, Gertler & Galiani(2014)의 연구에서와 같이 소득 증가 뿐 아니라 소득원 교체에 따른 스트레스 완화 효과가 있는 것으로 해석할 수 있다. 연금소득이 부분적으로나마 근로소득을 대체함으로써 인해, 비자발적인 노동참여가 감소함으로써 경제적 스트레스가 감소할 수 있다.

제한적인 지급수준으로 인해서, 계량적인 분석에서는 영향 기제를 다양하게 확인하기 어려웠으나 연구 진행 과정에서 기초노령연금 수급자와의 면담을 통해서 몇 가지 추가적인 영향기제가 작동할 가능성을 확인하였다.<sup>55)</sup> 먼저 기존 공적 연금 제도에 대한 접근이 제한된 이들에게 비기여식 연금은 고정적인 비용을 충당할 수 있는 버팀목이 되어주는 것으로 보였다. 기초연금으로 인해 매 달 고정적인 소득이 발생하므로 공과금 등 고정적인 지출을 메꾸는 수입원이 된다는 것이다. 그리고 정신적 염려의 신체화라는 측면에서, 경제적 우려가 없어지니 몸이 건강해지 것 같다고 응답하는 등 주관적 건강에 대한 개선 효과도 확인할 수 있었다(Herd, Schoeni, & House, 2008). 그 외에 제도를 운영하는 국가, 사회에 대한 긍정적 정서 - 고마움과 감사함 - 를 통해서도 긍정적인 영향이 발생하는 것으로 나타났다. 특히 연금의 긍정적인 영향은 기존 제도권 내 연금을 받지 못하는 대상자들에게서 두드러지게 나타났다.

연금이 소득의 안정성과 지속성을 높여줌으로써 경제적 상태를 개선한다는 것은 이론적 모형에서 다루어졌고, 기존 연구(Kim, Subramanian, & Kwon, 2015)에서도 다루어진 바 있다. 그러나 본 분석에서는 정책 효과 분석에 사용할 수 있는 통계 자료가 2개 시점에 불과하기 때문에 개인 단위에서의 소득변동성 계산이 적절하지 않으므로, 소득안정성(소득분산)에 대한 효과는 계량 분석에서는 다루지 않았다. 그 외 인지적 및 감정적 지표들을 이용해서 분석해보았을 때, 일부 주관적 지표에 대해서만 통계적으로 유의미한 결과를 얻었다. 감정적 지표에서 부정적 정서(경제적 갈등·우려)에 대한 영향은 나타나지 않고, 긍정적 정서(소득만족)에 대한 영향이 나타난 대조적인 결과에 대해서는 제도 시행 자체에 대한 만족도가 영향을 주었을 수 있다. 연금수급으로 인한 경제상태 개선에 따른 긍정적 효과 외에, 감사함과 같은 정서가 작동했을 것이라는 의미이다.<sup>56)</sup>

반면 주관적 최저생계비와 가구소득만족도에 대한 긍정적인 영향으로 미루어보아 연금 수급금액이 크지 않은 상황에서도 개인이 인식하고 느끼

55) 면담 대상자는 2014년 도입된 기초연금 수급자이나, 기초노령연금과 연금 운용 방식이 유사하므로 기초노령연금의 효과와 유사한 기제를 따를 것으로 보았다.

56) 실제로 연구의 일환으로, 기초노령연금 수혜자들에 대한 심층면접을 실시하였을 때 위와 같은 정서가 조사되었다.

는 경제적 불안정 상태 경감에 도움이 됨을 확인할 수 있다. 관련 선행 연구 결과에 따르면, 연금의 건강효과는 물질적인 경로와 정신적인 경로 두 가지를 통해 나타나게 되는데, 물질적인 도움이 크지 않은 상황이므로 건강에 대한 영향은 주로 정신적 기제일 것으로 보인다. 또 한국 노인들의 소득 수준, 특히 분석 대상 인구집단의 소득 수준이 매우 낮으므로 경제적 불안정에 대한 경감보다는 소득 증가에 따른 효과가 더 크게 나타날 가능성이 있다.

다만, 세부연구 1에서 사용된 감정적 지표와 유사한 ‘경제적 만족도’에 대한 효과는 강소랑과 문상호(2013)의 결과를 참고할 수 있는데, 기초노령연금의 수급은 경제적 만족도를 0.8점 상승시켰다. 이를 통해 정책효과를 간접적으로 추정해볼 수 있다. 정책에 따른 효과의 크기가 매우 작은 경우에 계량 분석의 모형이나 분석 방법에 따라 결과가 다소 다르게 나타날 가능성이 있으므로, 본 연구의 결과가 경제적 불안정에 대한 연금정책 효과가 없다는 것을 의미하지는 않는다.

또 이윤경 등(2010)의 연구에서도 자산소득이나 연금소득과 같이 자립적인 소득원이 중심이 되는 경우, 스스로 경제적 상태가 좋다고 평가하는 것으로 나타났다. 즉, 고정적이고 지속적이며 피부양자의 존재와 무관하게 발생하는 소득인 연금을 받는 경우 주관적으로 인식하는 경제적 안정성 수준이 높아진다는 것을 의미한다. 이 경우 경제적 안정성이 증가할 뿐 아니라 부양자에 대한 의존 때문에 발생하는 경제적 압박감이나 가족관계에서의 상호 부담감 등이 함께 감소할 가능성이 있다.

이로 미루어볼 때, - 공적 연금을 통해 생애 전체를 통해 누적된 취약성을 모두 해결할 수는 없을 것이나 - 저학력, 여성, 단독가구 등 기존의 제도권의 혜택을 받지 못했던 인구집단에 대해 경제적 영역에서의 안정을 도모할 수 있을 것이다. 이들에게 경제 영역에서의 안정은 소득 증가로 인한 물질적 풍요 뿐 아니라 관계 개선이나 경제적 압박으로부터의 해방을 제공하는 수단이 될 수 있다. 그러나 현재까지는 그 지급 수준이 제한적이므로 계량적인 방법으로는 긍정적 효과를 몇몇 지표에서만 확인 가능하다. 그러나 비기여식 연금을 통해 충분한 수준의 소득을 지원한다면 이들의 주거 불안정 문제나, 공적 연금 - 주로 국민연금 - 에 대한 차별적 접근성을 보완할 수 있을 것이고 더 나아가 이들의 정신건강 개선에 기여할 것으로 보인다.

## VI. 고찰 및 결론

### 1. 이론적 함의 및 연구 결과 정리

본 연구는 한국에서 경제적 불안정을 포괄적으로 다룬 선구적인 연구이며, 건강의 사회적 결정요인의 차원에서 시간적 축을 포괄해야 할 필요성을 강조한다. 누구나 나이가 들며, 노후가 충분히 준비된 일부를 제외하고는 노령의 이중적 위험 - 경제적 불안정이나 건강상실의 위험; 이 두 가지는 상호작용하며 개인의 상황을 더 악화시킴 - 에 놓이게 된다. 이 연구를 통해 시간의 축 및 안정성 측면을 함께 고려함으로써 보다 안정적이고 지속가능한 삶에 기여할 수 있을 것이다.

구체적으로는 한 시점의 소득이나, 직업적 불안정으로 개인의 경제적 상태를 측정한 기존의 접근들과 달리 본 연구는 이론적 모형에 기반을 둔 다양한 구성요소로 경제적 불안정을 측정함으로써 개인이 경험하는 경제적 어려움, 경제적 상태의 불확실성이 건강에 미치는 영향을 확인하였다. 경제적 어려움에 대한 경험이나 소득 변동성과 같은 경제적 불안정을 대변하는 객관적 변수들과, 개인의 인식을 반영하는 경제적 이유로 인한 갈등·우려나 소득 불만족과 같은 주관적 변수들을 폭넓게 이용하여 경제적 불안정을 측정하고 경제적 불안정과 정신건강의 관계를 다루었다. 비록 이론적 검토에서 다룬 모든 영역에서의 측정지표들을 사용하지는 못하였지만, 가용한 자료의 제한 하에서 직업적 불안정 외 영역의 다양한 경제적 불안정의 개념을 고려하고자 했다. 이를 위해 주로 임금근로자에 국한되었던 경제적 불안정에 대한 분석을 자영업자나 비공식근로자 등으로 확대, 경제적 불안정에 취약한 인구집단을 함께 다루고 중·고령층이 처해있는 불안정 상황을 보다 정확하게 반영하였다.

분석 결과, 우울과 자살생각에 대한 영향요인이 다소 상이한 것으로 나타났다. 우울에는 장기간의 소득 변동성을 나타내는 소득 분산 외에 모든 변수들이 통계적으로 유의미한 영향을 주는 것으로 나타나, 객관적 및 주관적 변수들이 모두 우울과 관련이 있는 것으로 보았다. 다만, 소득이 증가할 때 우울이 증가하고 소득이 감소할 때 우울이 감소하는 것으로 나타난 결과



는 예상하지 못한 결과였는데 소득 변이로 인한 긍정적·부정적 효과보다 이전년도 경제적 자원의 수준으로 인한 소득효과의 변곡성(concavity)이 확인되는 것으로 해석하였다. 즉, 소득효과는 선형함수가 아니므로 과거시점의 저소득으로 인한 부정적 효과가 소득이 증가한다고 해서 곧바로 상쇄되지는 않는 것이다.

자살생각의 경우에는 인식적 지표와 대부분의 객관적 지표들의 영향력이 사라지고, 소득 감소가 자살생각을 증가시키는 것으로 나타나 우울과는 달리 현 시점의 자원 보유 수준이 중요한 역할을 하는 것으로 보이며, 이전 시기에 충분한 경제적 자원을 보유하고 있었다 하더라도 소득 하락이라는 변동이 정신건강에 상당한 영향을 줄 수 있음을 확인하였다. 또 가구소득만 족도 및 경제적 갈등·우려와 같은 감정적 지표들이 유의미한 영향을 주는 것에 대해서는, 객관적 지표들보다 감정적 지표들이 정신건강에 지속적인 영향을 줄 수 있음을 보여주는 결과라 할 수 있다. 45-64세 하위집단분석에서는 대부분의 분석 결과가 유사하였고, 다만 소득 증가·감소 모두가 우울을 증가시키는 것으로 나타나 가구 부양의 책임이 있는 중장년층 남성은 개인 소득의 단기변동이 우울에 기여하는 것으로 보았다.

선행 연구에서와 달리 45-64세 중년층 남성 인구집단에서 소득 분산으로 측정된 소득 변동성은 정신건강에 유의한 영향을 주지 않는 것으로 나타났는데, 이것에 대해서는 장기변동성보다 단기 변동성이 더 유의미하기 때문일 수도 있고 한국의 경우 아직까지 변동성보다 절대적인 소득 수준이 더 중요한 단계이기 때문일 수 있다. 소득의 안정성은 소득 수준과 분리해서 생각할 수 있지 않으며, 일정 수준 이상의 소득이 지속적으로 공급되는 것을 안정적인 소득의 수급이라고 말할 수 있다. 따라서 소득 수준이 충분하지 못한 경우, 소득의 낮은 변동성이 저소득의 고착화를 의미하게 되므로 바람직하다고 볼 수 없고, 오히려 이 경우에는 (높은 개선 가능성을 의미하는) 소득의 높은 변동성 수준이 경제적 자원에 대한 접근성 개선을 의미할 수 있다. 소득 변동성의 영향을 정확히 확인하기 위해서는 비교적 소득수준이 동질적인 집단에 대해 적용하는 것이 바람직할 수 있으며, 이는 추후 연구에서 확인해볼 필요가 있다. 즉, 절대적인 소득수준과 소득 변동성의 관계를 파악하고, 이들 두 요인의 영향을 구분해서 살펴볼 수 있는 접근이 추가적으로 이루어져야 할 것이다.

본 연구에서는 경제적 불안정에 대한 정책적인 개입으로써, 공적부조 방식으로 운영되는 노후소득보장정책인 기초노령연금의 효과를 확인함으로써 정책의 실증분석을 시도하였다. 건강의 사회적 결정요인의 영역에서 소득수준의 중요성은 이미 여러 차례 확인된 바 있으나, 최근의 논의(Chen & Wang, 2016)에 따르면, 그간 사회경제적 지위와 정신건강 사이에 인과성은 확인되지 않은 것으로 나타난다. 그러나 이들은 도구변수(IV) 방법을 통해 중국의 연금제도 수혜가 상당한 수준으로 고령자의 우울을 감소시켰다는 것을 확인하였다.

본 연구에서도 Chen & Wang(2016)의 연구와 유사하게 기존 공적 연금(기여식) 및 기초노령연금(비기여식)이 소득의 지속성과 관련하여 소득원의 종류가 정신건강이나 개인의 후생에 의미를 가질 수 있음을 확인하였다(Chou et al., 2004; 금현섭과 백승주, 2014; 원경혜와 이상혁, 2015). 소득수준과는 별개로, 공적 연금 등 비교적 안정적인 수입원의 규모가 클수록 정신건강에 긍정적인 영향이 있었고 기초노령연금은 이러한 기존 공적연금에 대한 접근이 제한되는 인구집단에게 특히 더 의미가 있는 것으로 나타났다. 즉, 고령 취약집단에게 일종의 안식처를 제공하는 셈이다.

그러나 정책의 한계효과를 확인해본 결과, 지급액의 낮은 수준 때문에 정책효과의 크기가 제한적이었다. 전국적으로 실시되는 노인실태조사(보건복지부, 2008, 2011, 2014)에 따르면, 노인들의 우울증상 유병율은 30.8%(2008) - 29.2%(2011) - 33.1%(2014)로 변화한 것으로 확인되고 있어 정책의 한계효과가 확연하게 드러나는 것 같지 않다. 즉, 노인의 정신건강 개선에 있어 근본적인 해결책이나 구제책이 되지 못한다는 의미이다. 이들의 정신건강 개선을 위해, - 보건학적 관점에서 - 이들에 대한 추가적인 중재가 제공되어야 할 것이며 이에 대해서는 ‘정책적 제언’ 부분에서 추가로 논의한다.

## 2. 방법론적 고찰

본 연구는 분석 대상의 영역이나 지표의 사용, 분석 방법 등에서 선행 연구의 제한점을 보완하고자 하였다. 먼저 경제적 불안정의 다면성을 반영하기 위해 객관적 및 주관적 지표들을 각각 설정하여 분석함으로써 이를 통해 소득 외 물질적인 생활의 변화, 예컨대 식생활이나 의료이용 등을 포괄적으로 검토할 수 있었다(Weaver & Hadley, 2009, Linz & Semykina, 2010).

또 소득 중심의 사고에서 벗어나, 박탈 지수를 구성하는 항목들을 이용해 소득 외적인 영역의 경제적 어려움을 측정하고자 하였다. 소득 수준과 별개로 물질적 결핍에 노출될 가능성이 있는데 – 예컨대 부채로 인한 이자 지출이 있거나 아니면 부모 부양의무로 인해서 본인의 생활 수준이 넉넉하지 못한 경우 등 – 이러한 지출이나 실생활에서의 어려움을 측정하고자 하는 시도는 소득 중심의 경제적 지위 측정을 극복할 수 있도록 하는 시도이다.

다중공선성을 피하기 위해, 각각의 변수들의 영향력을 별도의 분석에서 다루었으며 단변량 분석과 다변량 분석을 동시에 수행함으로써 경제적 불안정의 정신건강 영향 뿐 아니라, 다른 통제 변수들과의 관계에 대해서도 확인할 수 있었다. 이를 통해 본 연구에서 설정한 경제적 불안정 지표들의 적절성을 간접적으로 검토할 수 있는 계기가 되었다.

본 연구에서는 경제적 불안정 뿐 아니라 이에 대한 대응기제로서의 정책(연금제도)의 영향을 함께 확인하였다. 이를 통해서 경제적 불안정과 (정신) 건강 사이의 관계에 대해 보다 완결성있는 실증분석을 수행할 수 있었다. 제도 효과 평가에 있어서는, 낮은 지급액과 수급자의 낮은 사회경제적 지위 등을 고려하여 수급자와 비수급자의 조건을 동질적으로 설정함으로써 정책의 효과를 확인할 수 있도록 하였다. 이중차이모형(DD)외에 삼중차이모형(DDD)을 적용하여 수급 가구의 유형에 따른 차이 또한 확인하였다.

본 연구의 여러 가지 보완적 시도에도 불구하고 몇 가지 제한점이 존재한다. 먼저 경제적 불안정 변수의 지표 구성과 관련된 제한점이다. 지표설정에서 있어 적절성에 대한 비판이 있을 수 있다. 소득의 단기 변동(직전년도와의 차분) 및 장기 변동(소득분산) 외의 지표들은 선행 연구들에서 자주 사용되지 않았던 지표들이기 때문이다. 그러나 직업적 특성보다는 소득이 보

다 일반적인 차원의 경제적 불안정을 대변한다는 점에서 소득의 단기 변동과 장기변동, 그리고 소득 수준의 지속성을 반영하기 위한 저소득가구해당기간 변수는 소득변수의 다양한 영향을 확인해볼 수 있는 계기를 제공한다.

객관적인 상황 외에, 위험이나 불안정 등의 개념이 개인의 주관적인 인식과 밀접한 관련이 있다는 개념적 접근을 반영하여 생활비에 대한 인식 수준, 가구소득에 대한 만족여부, 경제적 이유·주거·가구원의 취업등과 관련된 가구 내 갈등이나 우려 여부를 주관적인 인식 및 감정적 지표로 사용하였다. 경제적 불안정에 대한 노출 위험 확률이나 경제적 안정성에 대한 주관적 인식 등의 변수를 사용하였다면 보다 직접적인 측정이 가능하였겠지만, 자료원의 한계로 인해서 유사한 측면을 반영할 것으로 보이는 변수를 선정하였다. 통계 분석 결과, 변수 선정 시 근거로 제시한 선행연구의 결과와 유사한 영향이 있는 것으로 나타났으며, 감정적 지표들은 특히 객관적 지표들보다 더 뚜렷한 영향관계를 나타내었다. 추후의 연구에서는 미흡한 영역의 측정을 위해서 다른 자료원을 활용하여 보완적인 분석을 실시할 수 있을 것이다.

주관적 지표를 이용한 추후 연구를 위해서는 현 자료원에 사용할 수 있는 인식변수의 추가조사를 고려해볼만하다(Dominitz & Manski, 1996). 한국복지패널조사(KOWEPS) 자료 내 경제적 전망 변수가 있기는 하지만 매년 조사되고 있지 않아 가용성이 높지 않은데다, 직업·소득 등 영역을 구분하지 않고 있어 지표의 측정 범위가 모호한 제한점이 있다. 이를 개선하여 영역별 지표를 구성하고, 매 년 조사될 수 있도록 한다면 본 연구주제 뿐 아니라 경제 인식과 관련한 다른 연구들의 발전에도 기여할 수 있을 것이다.

다음으로는 경제적 불안정과 다른 변수들과의 관계에 관한 제한점이다. 본 연구에서는 Prause, Dooley & Huh(2009)의 시도와 같이 소득변동성 수준과 소득 감소의 상호작용(interaction)을 확인하거나 조정변수(moderator) 등을 확인하지는 못하였다. 그러나 본 연구의 주된 목적은 개별 경제적 불안정 지표들의 영향력을 확인하는 것이었으므로 연구에서 계획한 소기의 목적은 달성한 것으로 판단된다.

상호작용이나 조정변수를 확인하는 것은 또 다른 측면의 연구이므로, 추후 연구에서는 본 연구에서 통계적 유의성이 확인된 몇몇 변수에 관해 하나의 모형으로 분석하고 이 과정에서 상호작용이나 조절변수 등을 확인

할 필요가 있다. 본 연구에서는 다양한 경제적 불안정 지표들에 대해 각각 분석하였지만, 현실속에서는 한 개인이 두 가지 이상의 위험에 노출될 수 있으며, 이들의 상호작용이 더 부정적인 결과를 야기할 수 있기 때문이다. 예컨대 Rugulies et al.(2013)의 연구에서는 직장에서의 노력-보상관계의 불균형(낮은 ERI)은 낮은 직급에서 우울에 대한 더 큰 위험으로 작용하였다.

이론적 고찰에서는 각 단계의 경제적 불안정 개념들이 상호 관계가 있는 것으로 보았으나, 각 범주 내 지표들 간의 관계가 명확하지 않으므로 실제 분석에서는 개별 지표들의 영향을 각각 별도의 분석에서 확인하였다. 객관적-주관적 지표들을 한 모형에서 분석하는 경우 다중공선성 문제가 있을 수 있고, 지표 합성에 대한 통일된 논의가 없고 본 연구에서만 사용되는 지표들도 있으므로 한 모형에 두 개 이상의 객관적 지표 또는 주관적 지표를 동시에 포함하지 않은 것이다. 그러나 각 영역의 지표들이 통제되지 않은 상황에서 통계 분석의 결과를 해석하기 어렵고, 각 지표들의 영향을 비교하는 것은 더욱 어렵다. 연구 결과의 풍부한 해석을 위해서는 각 단계의 경제적 불안정 지표의 관계 설정이 필요할 것으로 보인다. 또 개별 지표들에 대한 별도 분석을 통해서 다중공선성을 통제할 수 있었으나, 내생성의 문제는 여전히 남아있으므로 추후 연구에서는 이를 해결하기 위해 적절한 도구변수를 탐색할 필요가 있다.

특히 인지(cognition)를 감정을 배제한 정보의 처리로 개념화하였던 전통적인 접근과 달리 최근에는 인지신경과학 분야에서 인지(cognition)와 감정(emotion)의 상호작용을 강조하고 있으므로(Phelps, 2006; Storbeck & Clore, 2007), 인지적 지표와 감정적 지표의 분리에 대해서는 이견이 존재할 수 있을 것이다. 본 연구에서는 실증분석에서 각 영역의 지표들의 영향을 독립적으로 확인하고자 하였으므로 분석 과정상에서의 문제는 발생하지 않았을 것으로 보았다. 앞으로의 연구에서 이들 개념들 사이의 관계를 정립하고 하나의 지표 구성을 위한 합의를 도출할 필요가 있다.

다음으로는 경제적 불안정의 원인에 대한 제한적인 고려를 들 수 있다. 본 연구에서는 소득변화나 경제적 상태의 변화를 유발하는 원인을 고려하지 않았는데, 경제적 불안정을 유발하는 원인은 근로상태의 변화<sup>57)</sup> 외

---

57) 근로 상태의 변화로 인한 소득 변화에 관해서는 금재호(2009)의 연구를 참고할 수 있다.

에도 이혼, 분가, (비경제활동) 가구원의 증가 등 인구·사회적 변화가 다수를 차지하므로, 본 연구의 연구 질문의 범위를 벗어난다. 또한 이와 같은 변수들은 대규모 설문 조사 자료를 이용하는 분석에서 고려하기 어려우며, 소규모 질적 연구나 분석 대상 집단에 집중된 별도의 조사 자료 등을 통해서 분석에 반영할 수 있을 것이다(Burkhauser & Duncan, 1987).

다음으로, 경제적 불안정과 정신건강 관계에서의 시간적 흐름에 대한 추가적인 고려가 필요하다. 연구의 분석에서는 경제적 불안정이나 연금 수혜의 영향이 즉각적으로 정신건강에 반영될 것으로 보았다. 현실에서는 개인의 상황이나 소인에 따라 그 영향이 즉각적으로 나타나지 않을 수 있고, 경제적 불안정 지표의 영역이나 종류에 따라 함의가 다를 가능성이 있다. 그러나 본 연구에서는 역인과관계나 개인의 성향 등을 충분히 고려하지 못하였다.

우울 및 정신장애에 관한 많은 연구(Lorant et al., 2007; Justus dos Santos et al., 2012; Eaton et al., 2001; Sen, 2012; McLaughlin et al., 2012)에서 즉각적인 영향을 가정하고, 동일 시점의 원인변수와 결과변수를 사용한 경우가 많았으므로 본 연구에서도 영향기제가 발현되는 데 소요되는 시간을 별도로 고려하지 않았다. 또 관계의 유무를 밝히는 것이 연구의 목적이었기 때문에 각 지표에 대한 세분화된 역학(epidemiology) 관계는 다루지 않았다. 이는 경제적 불안정과 정신건강 사이에 잠재적으로 존재하는 동시관계성을 고려했을 때도 타당한 접근으로 보인다. 불량한 정신건강은 경제활동참여 등을 통해서 경제적 불안정에 기여할 수 있기 때문이다<sup>58)</sup>(Kopasker, Montagna & Bender, 2016). 그러나 추후의 연구에서는 이와 같은 요인들을 추가적으로 다룸으로써 보다 깊이 있는 후속 연구가 가능할 것이다.

또한 제도 효과 평가에서, 연금이 정신건강에 미치는 영향의 기제가 경제적 자원의 수준이나 안정성의 증가 외에 다른 경로를 통해서도 나타날 것으로 보았다. 이를 확인하기 위해 추가적인 계량 분석을 실시하였지만, 연금과 경제적 불안정은 분석으로 확인되지 않은 다른 경로를 통해서도 연결되어 있을 것으로 보인다. 앞으로의 연구에서는 연금의 경제적인 효과 뿐 아니라 사회적인 영향을 고려한 심층적인 모형 설계가 필요하다.

---

58) 이 때문에 경제적 불안정이 정신건강에 미치는 영향의 크기가 실제보다 작게 추정되었을 가능성이 있다(Kopasker, Montagna & Bender, 2016).

본 연구에서 정책효과를 확인한 기초노령연금은 비기여식 연금이므로, 기여식 연금과 그 영향 정도나 작동 기제가 다소 다를 수 있다. 기여식 연금은 기존 사회보장제도의 보호를 받는 개인에게 영향을 미치지만, 비기여식 연금은 주로 보편적인 사회보장제도에서 배제된 대상에게 공적 부조 형식으로 주어지므로 정책 평가 자체가 사회보장제도의 주된 대상을 다루지 못하고 있다는 비판의 여지가 있다. 그러나 최근 비정규직이 증가하는 등 제도 운영의 근간이 되는 공식적 노동시장이 감소하고 있으며, 노동시장 참여 여부나 형태에 따라 제도 편입이 결정되므로 생애누적적인 차별이 반영된다는 점에서 기여식 연금은 여러 가지 한계점을 가지고 있다. 장기적인 관점에서 볼 때, 기여식 연금과 비기여식 연금은 상호 보완적인 관계에서 발전되어야 할 것이며 그러한 의미에서 본 연구는 비기여식 연금의 의미를 확인하는 초기 연구라는 의의가 있다. 하지만 비기여식 연금에서도, 제도 도입 과정에서 편향된 사례가 추출될 가능성이 있다. 예컨대, 연금 필요도보다 정보접근성에 따라 제도초기 연금 수급이 결정되었을 수 있다. 따라서 장기적인 관점에서, 정책의 효과를 올바르게 평가할 수 있는 방법에 대한 탐구가 필요하다.

본 연구의 결과변수로 사용된 정신건강의 지표에 대해서도 검토가 필요하다. 우울과 자살생각에 대한 차별적인 영향요인은, 우울과 자살생각의 의미가 다르기 때문일 수 있지만 CES-D라는 우울 지표의 불완전성에 기인할 가능성이 있다. 해당 자료원 내 CES-D 감소추세는 다른 문헌에서도 언급된 바 있지만, 비판적인 관점에서 이를 검토한 연구는 허만세(2014)뿐이고 이 역시 통계적인 기법으로 접근하였을 뿐, 우울의 한국적 특성은 고려되지 못했다. CES-D는 우수한 비임상적 지표인 것으로 선행 연구에서 여러 차례 확인된 바 있지만, 우리나라 우울의 발현 특성인 신체화를 잘 반영하지 못하는 제한점이 있으므로 전국 수준의 자료를 축적하는 데 적절하지 않을 수 있다. 횡단면적으로는 비교가 가능할지 모르나, 시계열적으로 추세를 확인했을 때는 실제의 우울 발생 추이를 정확히 지표화하기 어려울 것이다. 따라서 한국인의 우울 특성을 반영한, 보다 보완적인 정신건강 지표를 새롭게 수립할 필요가 있다.

### 3. 정책제언

본 연구에서 보여주는 연구 결과들은 다소 보편적이지만, 개인의 사회 경제적 상황을 평가할 때 현재의 상태 뿐 아니라 잠재적인 위험(과거력이나 앞으로의 전망 등)을 고려해야 한다는 정책적인 함의를 남긴다(Rhode et al., 2016; Bossert & D'Ambrosio, 2013). 즉, 일정한 소득을 지속적으로 보장하는 것이 정신건강에 긍정적인 영향을 줄 수 있다는 것이다.

불안정성이란 변화의 가능성을 의미하므로, 한 편으로는 현재의 부정적 경제 상황이 개선될 수 있는 희망을 나타낼 수 있다. 하지만 거시경제 전망이 밝지 않은 현 상황에서 개인이 경제적 상태의 불안정을 긍정적으로 인식하기란 어려울 것으로 보인다. 즉, 경제적 불안정은 개인의 경제상태가 현재보다 더 나빠질 수 있다는 데 대한 확률이나 그와 관련된 불확실성, 그리고 예측 불가능성에 대한 개인의 두려움과 연관되는 것이다.

물론 객관적인 상황도 정신건강에 영향을 주지만, 주관적인 인식이 보다 큰 영향을 주는 것으로 보인다. 자살생각을 종속변수로 한 분석에서는 주로 감정적인 변수들이 유의한 영향을 나타내었다. 그러나 본 연구에서 구축한 경제적 불안정의 측면에 대한 단계적 모형에서 확인되듯이, 객관적인 지표로 확인되는 경제적 불안정은 경제 상태에 대한 주관적인 인식의 원인이 되므로 객관적으로 측정될 수 있는 경제적 불안정의 요소를 제거하는 것이 유효한 정책개입의 지점이 될 것이다. 또 우울보다 자살생각에 대한 분석에서 물질적 결핍으로 인한 부정적 효과가 큰 것으로 나타나는데 이는 자살 예방을 위해서는 경제적 안전망의 마련이 보다 중요할 수 있다는 것을 보여준다.

이와 관련해서는 최근 시험적으로 시행되고 있는 기초소득제도를 그 예로 들 수 있다. 소득의 수준과 지속성은 긴밀히 연결되어있기 때문에 두 가지 효과를 분리하기 어려우나, “소득”을 보장(보조)하여 주기적으로 지급한다는 자체에 경제적 자원의 지속성에 대한 관점이 반영되어 있는 것으로 해석할 수 있다. 다시 말해, 정책적 차원에서의 소득 평탄화 전략이다. 소득 보장의 방식은 국가가 직접 모든 대상자에게 지급하는 기초소득제도 외에도 노동시장에서 탈락된 개인들에게 적극적인 지원을 제공하는 적극적노동시장



제도(ALMP: Active Labor Market Policy) 등 다른 방식을 취할 수 있다.

적극적노동시장제도에서는 높은 수준의 실업급여를 지급하고 재취업을 위한 재훈련을 책임지고 제공한다. 두 방식 모두 현대사회의 ‘거시경제 변동성 증가’라는 경제적 위협으로부터 개인을 보호하기 위한 방식이나, 노동시장 자체의 변동성이 높아지고 양질의 일자리가 많지 않기 때문에 기초소득<sup>59)</sup>의 지급이라는 보다 포괄적인 형태로 변화한 것일 것으로 생각된다. 소득 흐름의 안정성을 보장하는 방법은 소득을 지급하는 방식이 아니라 다양한 소득원에 대한 접근성을 보장해주는 방식이 될 수도 있다.

제도 도입의 근거가 무엇이 되었든, 어떤 방식을 취하든 사회적인 불안정성이 증가하고 있는 현 시점에서 소득의 보장, 즉 소득 흐름의 안정성 확보는 개인이 감당하기 어려운 경제적 위협에서 개인을, 가구를 더 나아가 사회를 보호하는 수단이 될 수 있을 것이다. 불안정성을 감소시키기 위한 정책적 개입에 대한 고민은, 세계적인 노동유연화, 거시경제의 불안정 증가를 반영하는 시각으로 초국가적 기업의 건강영향을 평가하고자 하는 최근의 시도(Baum et al., 2016)와도 연결된다. 왜냐하면 초국가적 기업의 활동과 같은 국제화는 개별국가의 경제적 불안정성을 증가시키는 경향이 있기 때문이다(Labonté et al., 2009).

개인의 사회경제적 지위는 건강에 지대한 영향을 미치며(Black, 1982; House, Kessler, and Herzog, 1990; Link and Phelan, 1995) 집단적 건강에서, 개인간 건강의 격차를 설명할 때 의료가 차지하는 비중은 매우 제한적이다(McGinnis, Williams-Russo, and Knickman, 2002). 더욱이 국제화나 노동시장 유연화 등으로 불안정성이 증가하는 상황에서 인구집단 차원에서의 건강 유지 및 향상을 위해서는 질병의 치료를 위한 의료제공 뿐 아니라 개인의 경제적 지위의 안정화를 추구하는 방향을 추구해야 할 것이다.

---

59) 기초소득보장을 주장하는 근거는 여러 가지가 있는데, ‘현대 사회의 경제적 위협은 너무나 커서 개인들이 삶을 유지하기 어렵게 하기 때문에, 새로운 경제적 위협에 대한 적절한 중재로 재정적 안정성의 기초를 제공할 필요가 있다(Hacker, 2007)’는 입장은 본 연구와 그 맥을 같이 하는 주장이다. 재정적 안정성은 물리적·정신적 회복탄력성(resilience)에 기여할 것이며, 회복탄력성은 사람들이 부정적인 사건에 맞서서 살아갈 수 있도록 한다(Davydov et al., 2010). 또 다른 입장으로는, 기술발전으로 인해서 노동시장의 축소가 불가피하고, 거시경제의 유지를 위해서는 개인들의 소득보장을 통해 소비를 진작해야 한다는 주장이 있는데 이 또한 기초적인 소득보장을 통해 개인의 삶의 유지를 가능하게 한다는 점에서 본 연구와 일치하는 면이 있다. 그러나 이를 위한 최적의 소득 수준에 대해서는 아직 합의가 도출되지 않았으며 그 수준은 각 국가의 상황에 따라 매우 다를 것이다. 최적 수준에 대해서는 본 연구에서 다루지 않는다.

이와 동시에 사회경제적 취약계층에 대한 정신보건 서비스나 사회적 지지 프로그램을 강화할 필요가 있다. 경제적 안정성의 보장은 장기적으로 보았을 때 집단적인 편익이 있을 것으로 기대되나, 연구결과에 비추어 보았을 때, 개인에 있어서 그 한계효과의 크기는 다소 미미하다(기초노령연금 제도 효과). 따라서 한국의 정신건강 문제에 대해서는 근본적인 해결책 실행(경제적 상황의 안정화)과 동시에, 현재 정신건강 상태의 개선을 위해서 위험에 노출되어 있는 취약집단에 대한 직접적 개입(중재)이 동반되어야 할 것이다.

직접적인 개입으로는 정신보건서비스를 들 수 있는데, 정신보건 서비스 이용은 지속적으로 증가하는 것으로 나타나지만, 여전히 정신질환에 대한 사회적 낙인으로 인해서 개인 스스로도 인지하지 못하고, 이 때문에 즉각적인 대처가 늦어진다. 또 소득계층 등에 따라 접근성이 달라지기 때문에, 저소득 가구와 같이 취약한 집단은 필요성이 높음에도 불구하고 서비스를 이용하지 못하는 경우가 많다. 따라서 이들의 접근성을 높이기 위해 사회적 인식 개선과, 물리적·비물리적 장애물을 제거할 필요가 있다.

인구집단 차원에서 정신건강을 개선하기 위해서는 정책 설계 시에 정신건강 지표의 역학적 특성이나, 대상자의 연령군 등을 고려하여야 하며, 한 가지 영역이 아닌 경제·사회·보건의료 등 다각적인 접근이 필요하다. 예컨대, 스트레스적 사건 등 상황적인 요소들이 자살에 근거리 요인으로 작동하는 것처럼 보이지만, 이것은 유전적 원인이나 정신건강 문제와 같이 원거리 요인이 함께 작동하지 않으면 자살행동으로 이어지지 않는다. 이처럼 정신건강에 대한 위험인자는 복합적으로 나타나는 경우가 많으므로 여러 가지 위험 요인을 타겟으로 하는 경우 보다 효과적(Mościcki, 1995)으로 정책을 운영할 수 있을 것이다<sup>60)</sup>.

---

60) 한 예로 노년기 스트레스는 경제적인 원인 외에, 신체적 노화 및 건강문제, 퇴직으로 인한 사회참여 감소, 죽음과 가까워졌다는 느낌, 배우자와의 이별(사별), 전통적 가치의 와해, 가족구조 변화 등과 관련된 요인들에 기인하므로(서경현, 2007), 이들의 정신건강 개선에는 경제적 자원의 보완 외에도 사회적인 지원이 중요한 역할을 할 것이다. 다른 연령군에 비해 경제적으로 취약하지만, 그만큼 필요도가 적기 때문에 기본적인 생활이 가능한 수준까지 보장하고, 사회참여 등 관계와 관련된 지원을 보장하는 등 다각적인 정책 접근을 사용할 수 있다.

## 참고문헌

- 강상경, 2010, “우울이 자살을 예측하는가? 우울과 자살태도 관계의 성별·연령 차이”, 『사회복지연구』, 제41권 2호, pp.67-100.
- 강상경과 권태연, 2008, “사회경제적 지위가 우울수준에 미치는 영향의 생애주기별 차이에 대한 탐색적 고찰.”, 『정신보건과 사회사업』, 제30권, pp.332-355.
- 강성호와 최옥금, 2010, “기초노령연금의 탈빈곤 효과 및 계층별 소득보장 효과 분석”, 『한국사회정책』, 제17권 2호, pp.43-71.
- 강소랑과 문상호, 2013, “기초노령연금제도가 고령자의 경제적 만족도에 미치는 영향.”, 『정책분석평가학회보』, 제23권 4호, pp.59-85.
- 공무원연금공단, 2015, 공무원연금 통계연보.
- 공유정옥, 2002, 고용불안정이 어떻게 노동자의 건강을 해치는가, 노동보건.
- 국민건강보험공단, 2016, 2010-2015 우울증 환자 발생 현황 자료.
- 국민연금공단, 2015, 국민연금 통계연보.
- 국민연금공단, 2015, 기초연금 도입의 사회경제적 효과 분석 연구.
- 금재호, 2009, “자영업 이탈과 노동시장 성과에 관한 연구”, 2009 경제학 공동학술대회 발표집, pp.197-229.
- 금현섭과 백승주, 2014, “공적 연금, 사적 이전 그리고 주관적 후생:소득안정화 역할을 중심으로”, 『행정논총』, 제52권 1호, pp.145-175.
- 기획재정부, 2013, 최근 자영업자 동향과 시사점.
- 김경희, 김지수, 이봉숙, 이은경, 안영미, 최미혜, 2010, “한국 노인의 자살 생각 영향 요인”, 『정신간호학회지』, 제19권 4호, pp.391-399.
- 김대환, 류건식, 이상우, 2011, “중·고령자의 삶의 만족도 결정 요인: 공적 연금과 사적 연금을 중심으로.”, 『리스크관리연구』, 제 22권 1호, pp.97-123.
- 김동배와 손의성, 2005, “한국노인의 우울 관련 변인에 관한 메타분석”, 『한국노년학』, 제25권 4호, pp.167-187.
- 김동엽, 2012, “스마트에이징: 60세? 65세?... 먼저 중년 일자리부터 만들자.” 『주간동아』 제856호, pp.60-62. (url: <http://weekly.donga.com/List/3/all/11/94699/1>)

- 김미곤, 2009, “한국복지패널(Koweps)의 개요 및 장점”, 『보건복지포럼』, pp.5-12.
- 김성일, 2013, “그가 아닌 우리들의 죽음 - 자살의 사회적 의미와 원인”, 『문화과학』, 제74권, pp.40-58.
- 김성일과 정용철, 2001, “청소년의 우울 성향과 가정환경의 관계”, 『한국청소년연구』, 제33권, pp.5-27.
- 김일호, 백도명, 조성일, 2005, “비정규직 근로가 건강에 미치는 영향”, 『대한예방의학회지』, 제38권 3호, pp.337-344.
- 김재원과 권순만, 2014, “지역별 고용불안정이 청년 자살률에 미치는 영향”, 『사회보장연구』, 제30권 2호, pp.117-141.
- 김재원과 김정석, 2015, “기혼임금근로여성의 민간의료보험가입: 배우자의 고용형태별 차이”, 『한국사회정책』, 제22권 2호, pp.227-247.
- 김재원과 김정석, 2016, “기초노령연금이 수혜자의 정신건강에 미치는 영향: 성향점수 분석법을 이용하여”, 2016년 한국노인복지학회 춘계학술대회.
- 김재호와 정주연, 2012, “기초노령연금 도입에 따른 소득불평등과 양극화 변화분석”, 『한국정책학회보』, 제21권 1호, pp.421-446.
- 김정근과 강석영, 2013, “경제활동참여기간과 고령층의 경제적·심리적 만족도”, 제 6회 한국복지패널 학술대회 논문집, pp.443-467.
- 김정범, 2003, “우울증과 신체증상”, 대한우울·조울학회 2003년 춘계학술대회 발표문.
- 김정석, 2003, “노후생활에서의 성별차이 - 경제적 차원을 중심으로”, 『한국인구학』, 제26권 1호, pp.59-77.
- 김정선과 신경림, 2004, “성인여성의 우울과 스트레스, 사회적 지지에 관한 연구”, 『대한간호학회지』, 제34권 2호, pp.352-361.
- 김종우, 2009, “신체화 경향이 강한 한국인의 우울증”, 대한한방신경정신학회 연구자칼럼([url:http://hwabyung.kr/bbs/bbs/board.php?bo\\_table=02\\_02&wr\\_id=7](http://hwabyung.kr/bbs/bbs/board.php?bo_table=02_02&wr_id=7))
- 김지훈과 강욱모, 2014, “우울과 삶의 질 간의 종단적 인과관계: 빈곤 베이비부머와 비빈곤 베이비부머를 중심으로”, 『한국가족복지학』, 제19권 3호, pp.423-443.
- 김태완, 이주미, 정진욱, 2015, “노인의 빈곤과 우울에 관한 연구: 다차원적

- 빈곤개념을 적용하여”, 『보건사회연구』, 제35권 3호, pp.71-102.
- 김태현과 김수정, 1996, “노인이 지각한 세대간 결속과 우울에 관한 연구”, 『한국노년학』, 제16권 1호, pp.110-129.
- 노병일과 손정환, 2011, “비정규직 근로자의 사회적 배제가 정신건강에 미치는 영향 ; 건설직 일용근로자의 우울을 중심으로”, 『한국사회복지학』, 제63권 1호, pp.113-135.
- 박경숙, 2003, “55세 이상 고령자의 노동시장 이탈 과정: 은퇴의 유형화에 대한 함의”, 『노동정책연구』, 제3권 1호, pp.103-140.
- 박선영과 유종순, 2013, “소득변동성의 추세 및 경기변동 상 변화패턴”, 『노동경제논집』, 제36권 3호, pp.65-96.
- 박세홍, 김창엽, 신영전, 2009, “고용상태 변화가 정신건강에 미치는 영향: 한국복지패널을 이용한 우울감을 중심으로”, 『상황과 복지』, 제27권, pp.79-120.
- 박은옥과 최수정, 2013, “한국 성인의 자살 생각률과 관련 요인”, 『정신간호학회지』, 제22권 2호, pp.88-96.
- 박인옥, 1998, “한국 노인의 우울요인”, 『한국노인정신의학』, 제2권 1호, pp.47-63.
- 박재산과 문재우, 2010, “우리나라 중·고등학생의 자살생각에 영향을 미치는 요인”, 『보건과 사회과학』, 제27권, pp.133-165.
- 박진옥과 정민수, 2008, “일반화추정방정식(GEE) 모형을 적용한 비정규직 노동자의 고용형태 변동과 건강수준 차이 연구”, 『사회연구』, 통권 16호(2008년 2호), pp.77-103.
- 보건복지부, 2001, 전국정신질환실태 역학조사.
- 보건복지부, 2006, 전국정신질환실태 역학조사.
- 보건복지부, 2011, 전국정신질환실태 역학조사.
- 보건복지부, 2008, 노인실태조사.
- 보건복지부, 2011, 노인실태조사.
- 보건복지부, 2014, 노인실태조사.
- 사학연금공단, 2015, 사학연금 통계연보.
- 서경현, 2007, “노년기 한국인의 스트레스”, 『스트레스연구』, 제15권 4호, pp.271-278.

- 서국희, 최인근, 조맹제, 조두영, 류인균, 연병길, 1998, “한국 노인의 우울증상 유병률과 위험인자”, 『노인병』, 제2권 1호, pp.49-60.
- 석상훈, 2010, “기초노령연금의 노인빈곤감소 효과 분석”, 『노인복지연구』, 제 50권, pp.335-352.
- 석상훈, 2011, “공적연금이 노후의 경제적 삶과 만족도에 미치는 효과”, 연금포럼 43권, pp.4-9.
- 석재은, 2010, “공적연금 및 기초노령연금의 빈곤감소 효과 및 효율성: 서울시를 중심으로”, 『사회복지정책』, 제37권 3호, pp.193-214.
- 석재은, 신동균, 이기주, 2015, “기초연금의 도입의 정책효과와 젠더불평등 개선”, 『페미니즘 연구』, 제15권 2호, pp.205-236.
- 손신영, 2014, “우리나라 노인의 자살생각에 영향을 미치는 요인에 관한 연구”, 『보건의료산업학회지』, 제8권 2호, pp.149-160.
- 신순철과 김문조, 2007, “직업과 고용형태가 주관적 건강상태에 미치는 영향”, 『보건과 사회과학』, 제22집, pp.205-224.
- 신창환, 2010, “삶의 특성이 노인 우울에 미치는 영향에 관한 연구”, 『한국노년학』, 제30권 2호, pp.453-469.
- 원경혜와 이상혁, 2015, “노인의 공적, 사적 이전소득이 삶의 만족도, 자존감에 미치는 영향”, 『한국산학기술학회논문지』, 제16권 6호, pp. 3787-3796.
- 유지연, 2016, “국민연금 수급액 차이에 따른 삶의 만족도와 성공적 노후의 차이 분석”, 『한국콘텐츠학회논문지』, 제16권 4호, pp.170-178.
- 윤서영, 임재형, 한창수, 2012, “효과적인 우울증 치료를 위한 임상평가도구”, 『대한정신약물학회지』, 제23권, pp.136-146.
- 윤성호, 2005, “한국 노동빈민의 빈곤과 사회적 배제의 관련성에 관한 실증적 연구”, 『사회보장연구』, 제21권 1호, pp.149-176.
- 이미애, 2011, “노인 우울에 영향을 미치는 요인”, 『한국지역사회생활과학회지』, 제22권 4호, pp.623-635.
- 이삼순과 최원희, 2006, “일지역 중년여성의 우울증 선별조사 연구 - 거제시를 중심으로 -”, 『정신간호학회지』, 제15권 4호, pp.353-361.
- 이상록, 2011, “빈곤층의 물질적 궁핍, 실태와 영향요인 분석”, 『사회복지연구』, 제42권 3호, pp.233-265.

- 이석민, 박소라, 김수호, 2015, “공적이전소득이 근로소득과 사적이전소득에 미치는 영향: 기초생활보장 장기수급자의 구조적 문제 분석”, 『행정논총』, 제53권 3호, pp.171-195.
- 이석민과 장효진, 2015, “기초노령연금이 수급가구의 소득과 소비에 미치는 영향: 회귀불연속설계 접근”, 『국정관리연구』, 제10권 2호, pp. 117-142.
- 이선정, 2017, “빈곤화 기제로서의 강요된 소비사회: 중산층의 과부담 소비와 다차원적 박탈을 중심으로”, 사회복지학과 박사학위논문, 성공회대학교 일반대학원.
- 이순아와 이상록, 2016, “물질적 결핍과 노인의 정신건강에 대한 종단연구”, 『사회복지정책』, 제43권 2호, pp.277-304.
- 이윤경, 정경희, 염지혜, 오영희, 유혜영, 이은진, 2010, “한국 노인의 삶의 변화 분석 및 전망”, 한국보건사회연구원 연구보고서 2010-25.
- 이주은, 1996, “우울과 자기지향이 자기지각, 사회적지지 및 대체행동에 미치는 영향”, 심리학 석사학위논문, 이화여자대학교 대학원.
- 이해중, 조경숙, 윤장호, 박현숙, 2014, “우울 경험, 진단 및 치료에 영향을 미치는 요인”, 『대한임상건강증진학회지』, 제14권 1호, pp.9-16.
- 임운선, 김정희, 안은숙, 곽은주, 김명선, 이수민, 2013, 한국인의 힐링코드: 몸과 마음을 다스리는 예술테라피, 서울: 나비의 활주로.
- 장현주, 2013, “기초노령연금의 노인빈곤 감소효과”, 『현대사회와 행정』, 제23권 2호, pp.121-146.
- 장효진, 2015, “한국의 사회적 위험 관리와 가구의 소득 변동성”, 『사회보장연구』, 제31권 1호, pp.205-231.
- 전홍진, 2012, “우울증과 자살 역학연구”, 『대한의사협회지』, 제55권 4호, pp.322-328.
- 정덕진, 2014, “장애노인의 주관적 건강이 우울에 미치는 영향에 대한 심리 사회적 자원의 조절효과”, 『보건사회연구』, 제34권 2호, pp.247-275.
- 정순둘과 구미정, 2011, “우울 영향요인: 베이비부머, 예비노인, 현재노인의 비교”, 『노인복지연구』, 제52권, pp.305-324.
- 정은경, 하정화, 한경혜, 2015, “베이비부머의 고용불안정이 건강에 미치는

- 영향: 통제감의 조절·매개 효과를 중심으로”, 『보건사회연구』, 제 35권 3호, pp.355-385.
- 조맹제, 함봉진, 주진형, 배재남, 권진수, 1998, “일 도시 지역사회 노인들의 인지기능장애와 우울증상의 유병율”, 『신경정신의학』, 제37권 2호, pp.352-362.
- 중소기업청, 2013, 2013년 소상공인 실태조사.
- 최미경과 이영희, 2010, “중년성인의 우울과 무력감, 사회적지지 및 사회경제적 상태”, 『정신건강간호학회지』, 제19권 2호, pp.196-204.
- 최선희, 2008, “생애사건스트레스 모형에 따른 노동시장 성과와 건강의 상호 효과에 관한 연구”, 사회학과 석사학위논문, 연세대학교 대학원.
- 통계청, 2011, 경제활동 고령층 부가조사.
- 통계청, 2012, 2011 사회조사결과.
- 통계청, 2014, 2013년 사망원인통계.
- 통계청, 2016a, 2016년 가계금융·복지조사.
- 통계청, 2016b, 2016 고령자 통계.
- 통계청, 2016c, 2016년 사회조사.
- 통계청, 한국은행, 금융감독원, 2015, 2015년 가계금융·복지조사.
- 하춘광, 2007, “공적연금수급노인과 일반노인의 삶의 만족도 관련요인 비교 연구”, 『사회과학연구』, 제23권 2호, pp.1-21.
- 한경혜, 2008, “라이프코스 관점에서 본 은퇴 경험의 남녀차이”, 『한국사회학』, 제42권 3호, pp.86-118.
- 한국보건사회연구원, 2015, 2014 노인실태조사보고서.
- 한국보건사회연구원, 보건복지부, 2009, 기초노령연금의 사회·경제적 영향 평가.
- 한수정, 2002, “소규모사업장 여성근로자의 우울, 자아존중감과 건강실천행위”, 『한국보건간호학회지』, 제16권 2호, pp.454-468.
- 허대석, 2011, “한국사회에서의 우울증과 자살”, 『대한의사협회지』, 제54권 4호, pp.356-357.
- 허만세, 2014, “CES-D로 측정한 우울 증상 변화 궤적의 잠재계층 탐색 - GMM을 이용한 한국복지패널데이터의 재분석”, 『한국사회복지학』, 제66권 1호, pp.307-331



- 허만세, 도문학, 김영숙, 2016, “노인 자살위험군 선별을 위한 CES-D의 임계치 개발: 농촌 노인을 중심으로”, 『정신보건과 사회사업』, 제44권 2호, pp.59-85.
- 허만세, 박병선, 배성우, 2015, “한국어판 축약형 CES-D 척도의 측정불변성 검증”, 『정신보건과 사회사업』, 제43권 2호, pp.313-339.
- 현대경제연구원, 2015, 자영업자 진입-퇴출 추계와 특징.
- 황윤경, 1996, “청소년 또래집단의 지각된 사회적 지지와 사회심리적 성숙도와의 관계”, 교육학 석사학위논문, 이화여자대학교 대학원.
- HelpAge International, 2015, 2014 세계노인복지지표 Insight report(한국어 버전) (출처: [http://www.helpage.or.kr/korean/UserFiles/File/GAWI/2014/2014GAWI\\_Insight%20report\\_Korean.pdf](http://www.helpage.or.kr/korean/UserFiles/File/GAWI/2014/2014GAWI_Insight%20report_Korean.pdf))
- KB금융지주경영연구소, 2012, 개인사업자 창·폐업 특성 및 현황 분석.
- KOSIS, 2016, 사망원인통계.
- OECD, 2011, 한눈에 보는 연금 2011.
- OECD, 2015, 한 눈에 보는 기업가 정신 2015.
- “[기자수첩] 중년 지칭 용어 들쭉날쭉한 정부 부처들”, 브릿지경제, 2014년 9월 30일.
- “남성 자살률, 나이 들수록 치솟아”, 한겨레, 2014년 9월 23일.
- “노인층 빈곤율과 자살률 세계 1위”, 한겨레, 2015년 5월 12일.
- “당신의 아버지는 안녕하십니까...‘한국의 50대가 위험하다’”, 이데일리, 2015년 3월 20일.
- “[반퇴시대] 퇴직은 52세... 10명 중 9명은 월 평균 연금 25만 4000원”, 중앙일보, 2015년 5월 6일.
- “생활고에 지쳐 50대 베이비부머 스러진다.. 50-54세 10만명당 60명 꼴 자살”, 국민일보, 2011년 9월 20일.
- “[생활속의 건강이야기] 우울증 방치하는 한국”, 한국경제, 2016년 12월 12일.
- “아버지의 슬픈 자화상... 부도 자영업자 75% 50대 이상 장년층”, 헤럴드경제, 2015년 1월 9일.
- “5060 퇴직자 절반, 노후자금으로 大卒자녀 부양”, 조선일보, 2017년 3월

22일.

“우울증에 빠진 50대 여성... 20대 男도 우울증 환자 급증”, 조선일보,  
2016년 4월 26일.

“정년연장이요? ‘원세대’에겐 먼나라 얘기죠”, 이데일리, 2015년 8월 17일.

“한국 GDP 대비 사업체數 OECD 최다... 규모 적고 대부분 ‘비자발적 창업’”, 헤럴드경제, 2015년 8월 11일.

Access Alliance, 2011, Research bulletin #2, Health impacts of  
employment and income insecurity faced by racialized groups,  
Toronto: Access Alliance.

Adler, NE and Newman, K., 2002, “Socioeconomic disparities in health:  
pathways and policies”, *Health Affairs*, Vol.21 No.2, pp.60-76.

Aguila, E., Kapteyn, A. and Smith, J. P., 2014, “Effects of income  
supplementation on health of the poor elderly: the case of  
mexico”, *PNAS*, Vol.112 No.1, pp.70-75.

Ai, C. and Norton, E. C., 2003, “Interaction term in logit and probit  
models”, *Economics Letters*, Vol.80 No.1, pp.123-129.

Andersen, V., Austin, S., Doucette, J., Drazkowski, A. and Wood, S.,  
2015, “Adressing income volatility of low income populations”,  
Workshop in Public Affaris, University of Wisconsin-Madison.

Anderson, C. J. and Pontusson, J., 2007, “Workers, worries and welfare  
states: social protection and job insecurity in 15 oecd countries”,  
*European Journal of Political Research*, Vol.46, pp.211-235.

Attanasio, O., 1999, “Consumption”, Chapter 11, Handbook of  
Macroeconomics Volume 1B, North Holland.

Bævre, K. and Kravdal, Ø., 2014, “The effects of earlier income variation  
on mortality: an analysis of norwegian register data”, *Population  
studies*, Vol.68 No.1, pp.81-94.

Bævre, K., Halvorsen, E., and Kravdal, Ø., 2010, “Mortality effects of  
earlier income variation”, *European Population Conference*,  
Vienna, 1-4 Sep.

- Baltrušaitytė, G., 2003, "Theorising mental disorder: a sociological approach", *Sociologija. Mintis ir veiksmai* Vol.1 No.10, pp.116–132.
- Bando, Rosangela, Paul Gertler, and Sebastián Galiani, 2014, "Non-contributory pensions", Inter-American Development Bank.
- Baum, F. E., Sanders, D. M., Fisher, M., Anaf, J., Freudenberg, N., Friel, S., Labonté, R., London, L., Monteiro, C., Scott-Samuel, A. and Sen, A., 2016, "Assessing the health impact of transnational corporations: its importance and a framework", *Globalization and Health*, Vol.12 No.27, DOI: 10.1186/s12992-016-0164-x.
- Benito, A., 2006, "Does job insecurity affect household consumption?", *Oxford Economic Papers*, Vol.58 No.1, pp.157–181.
- Bessa, Y., 2012, "Modernity theories and mental illness: a comparative study of selected sociological theorists", *International Journal of Humanities and Social Science*, Vol.2 No.17, pp.31–38.
- Benach, J., Vives, A., Amable, M., Vanroelen, C., Tarafa, G. and Muntaner, C., 2014, "Precarious employment: understanding an emerging social determinant of health", *Annual review of public health*, Vol.35, pp.229–253.
- Bender, K. A., 2004, "The well-being of retirees: evidence using subjective data", Center for Retirement Research working paper 2004–24.
- Benzeval, M. and Judge, K., 2001, "Income and health: the time dimension", *Social Science Medicine*, Vol.52 No.9, pp.1371–1390.
- Berkowitz, S.A., Meigs, J.B., DeWalt, D., Seligman, H.K., Barnard, L.S., Bright, O-J. M., Schow, M., Atlas, S.J. and Wexler, D.J., 2015, "Material need insecurities, control of diabetes mellitus, and use of health care resources results of the measuring economic insecurity in diabetes study", *JAMA Intern Med.*, Vol.175 No.2, pp.257–265.
- Bilsker, D., 2006, "Mental health care and the workplace", *The*

- Canadian Journal of Psychiatry*, Vol.51 No.2, pp.61–62.
- Björklund, A. and Eriksson, T., 1998, “Unemployment and mental health: evidence from research in the nordic countries”, *International journal of social welfare*, Vol.7 No.3, pp.219–235.
- Black, S. D., 1982, *Inequalities in health: the black report*.
- Bluestone, B. and Rose, S., 1997, “Overworked and underemployed”, *American Prospect*, No.31, pp.58–69.
- Bohle, P., Quinlan, M. and Mayhew, C., 2001, “The health and safety effects of job insecurity: an evaluation of the evidence”, *Economic and Labor Relations Review*, Vol.12 No.1, pp.32–60.
- Bonde, J. P., 2008, “Psychological factors at work and risk of depression: a systematic review of epidemiological evidence”, *Occupational Environment and Medicine*, Vol.65, pp.438–445.
- Borg, I. and Elizur, D., 1992, “Job insecurity: correlates, moderators and measurement”, *International Journal of manpower*, Vol.13 No.2, pp. 13–26.
- Bossert, Walter, and C. D'Ambrosio, 2013, “Measuring economic insecurity”, *International Economic Review*, Vol.54 No.3, pp. 1017–1030.
- Both, F., Hoogendoorn, M., Klein, M. C. and Treur, J., 2008, “Modeling the dynamics of mood and depression”, *ECAI* , pp. 266–270.
- Boyd, J. H., Weissman, M. M., Thompson, W. D. and Myers, J. K., 1982, “Screening for depression in a community sample: understanding the discrepancies between depression symptom and diagnostic scales”, *Archives of general psychiatry*, Vol.39 No.10, pp. 1195–1200.
- Breiding, M.J., Basile, K.C., Klevens, J. and Smith, S.G., 2017, “Economic insecurity and intimate partner and sexual violence victimization”, *Am J Prev Med*. pii: S0749–3797(17)30211–8. (doi: 10.1016/j.amepre.2017.03.021.)
- Brenes–Camacho, G., 2011, “Favourable changes in economic

- well-being and self-rated health among the elderly”, *Social Science and Medicine*, Vol.72, pp.1228–1235.
- Brown, G. W., Harris, T. O. and Eagles, M. J., 1993, “Aetiology of anxiety and depressive disorders in an inner-city population: 2. comorbidity and adversity”, *Psychol. Med*, Vol. 23, pp.155–165.
- Bryant, T., Raphael, D., Schrecker, T. and Labonte, R., 2011, “Canada: a land of missed opportunity for addressing the social determinants of health”, *Health Policy*, Vol.101 No.1, pp.44–58.  
doi:10.1016/j.healthpol.2010.08.022. PMID 20888059.
- Buis, M. L., 2010, “Stata tip 87: interpretation of interactions in nonlinear models”, *The Stata Journal*, Vol.10 No.2, pp.305–308.
- Burgoon, Brian, and Fabian Dekker, 2010, “Flexible employment, economic insecurity and social policy preferences in europe”, *Journal of European Social Policy*, Vol.20 No.2, pp.126–141.
- Burkhauser, R. V. and Duncan, G. J., 1987, “Life events, public policy and the economic vulnerability of the children and the elderly”, *ERIC report 143*.
- Calvo, C. and Dercon, S., 2005, “Measuring individual vulnerability”, Department of Economics, United Kingdom, Discussion paper series no. 229.
- Cappellari, L. and Leonardi, M., 2013, “Earnings instability and tenure”, *CESifo Working Paper: Labour Markets*, No.4145.
- Carlson, G.A. and Cantwell, D.P., 1982, “Suicidal behavior and depression in children and adolescents”, *Journal of American Academy of Child Psychiatry*, Vol.21, pp.361–368.
- Carroll, C. D., 1994, “How does future income affect current consumption?”, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.109 No.1, pp.111–147.
- Case, A., 2004, “Does money protect health status? evidence from south african pensions”, pp.287–312, *Perspectives on the Economics of Aging*, University of Chicago Press.

- Case, A. and Deaton, A., 1998, "Large cash transfers to the elderly in south africa", *The Economic Journal*, Vol.108 No.450, pp. 1330-1361.
- Case, A. and Deaton, A., 2015, "Rising morbidity and mortality in midlife among white non-hispanic americans in the 21<sup>st</sup> century", *PNAS*, Vol.112 No.49, pp.15078-15083.
- Catalano, R., 1991, "The health effects of economic insecurity", *American Journal of Public Health*, Vol.81 No.9, pp.1148-1152.
- Cavanagh, J.T., Carson, A.J., Sharpe, M. and Lawrie, S.M., 2003, "Psychological autopsy studies of suicide: a systematic review", *Psychological Medicine*, Vol.33, pp.395-405.
- Chai, A. and Rohde, N., 2012, "The effects of economic insecurity on household savings, 30<sup>th</sup>" *IARIW*.
- Chassin, M.R., Adler, K., Alessandro, J.A., Arras, J., Baeza, M.L., Ball, D., Bleich, J.D., Calkins, E., Concannon, R. J., Conovitz, M.W., Farber, S.J., Fleischman, A.R., Gorovitz, S., Greenlaw, J., Hamburg, B.A., Hanlon, D., McKinney, D.W., New, M. I., Regan, J. J., Rudin, R. B. J. Schiess, B. B., Shack, B., Smith, R. S. and Stack, E.W., 1994, "Ch1. The epidemiology of suicide", When death is sought: assisted suicide and euthanasia in the medical context , The New York State Task Force on Life and the Law, New York.
- Cheah, B. C., 2009, "Clustering standard errors or modeling multi-level data", *University of Columbia*, pp.2-4.
- Chen, X. and Wang, T., 2016, "Does money relieve depression? evidence from social pension eligibility", Discussion Paper No. 10037, IZA
- Cheng, G. and Chan, D., 2008, "Who suffers more from job insecurity? a meta-analytic review", *Applied Psychology*, Vol.57 No.2, pp.272-303.
- Cho, M. J. and Kim, K. H., 1998, "Use of the center for epidemiologic studies depression (CES-D) scale in korea", *The Journal of nervous and mental disease*, Vol.186 No.5, pp.304-310.

- Chou, E.Y., Parmar, B.L. and Galinsky, A.D., 2016, "Economic insecurity increases physical pain", *Psychol Sci*. Vol.27 No.4, pp.443-54. (doi: 10.1177/0956797615625640.)
- Chou, KL., Chi, I. and Chow, NWS, 2004, "Sources of income and depression in elderly hong kong chinese: mediating and moderating effects of social support and financial strain", *Aging and Mental Health*, Vol.8 No.3 pp.212-221.
- Christelis, D., Georgarakos, D., Jappelli, T. and van Rooij, M.. 2016, "Consumption uncertainty and precautionary saving", DNB Working paper No.496. DeNederlandscheBank EuroSysteem.
- CMHA(Canadian Mental Health Association), 2012, Income security and productivity. (url: [http://www.cmha.ca/public\\_policy/income-security-and-productivity/](http://www.cmha.ca/public_policy/income-security-and-productivity/))
- Cohen, S., Janicki-Deverts, D. and Miller, G.E., 2007, "Psychological stress and disease", *JAMA*, Vol.198, pp.1685-1687.
- Conwell, Y., 2001, "Suicide in Later life: a review and recommendations for prevention", *Suicide and Life-Threatening Behavior*, Vol.31(Suppl), pp.32-47.
- Corman, H., Noonan, K., Reichman, N.E. and Schultz, J., 2012, "Effects of financial insecurity on social interactions", *The Journal of Socio-Economics*, Vol.41 No.5, pp.574-583.
- CrossValidated, 2017, multilevel model vs panel analysis.(url: <https://stats.stackexchange.com/questions/254549/multilevel-model-vs-panel-analysis>)
- Davydov, D.M., Stewart, R., Ritchie, K. and Chaudieu, I., 2010, "Resilience and mental health", *Clin Psychol Rev.*, Vol.30 No.5, pp.479-95. (doi: 10.1016/j.cpr.2010.03.003.)
- Dekker, S. W. and Schaufeli, W. B., 1995, "The effects of job insecurity on psychological health and withdrawal: a longitudinal study", *Australian psychologist*, Vol.30 No.1, pp.57-63.
- Desrosiers, J., Robichaud, L., Demers, L., G  linas, I., Noreau, L. and Durand, D., 2009, "Comparison and correlates of participation in

- older adults without disabilities”, *Archives of Gerontology and Geriatrics*, Vol.49 No.3, pp.397–403.
- Dominitz, J. and Manski, C. F., 1996, “Perceptions of economic insecurity: evidence from the survey of economic expectations”, Discussion Paper no. 1105–96, Institute for Research on Poverty.
- Dominitz, J. and Manski, C. F., 1997, “Using expectations data to study subjective income expectations”, *Journal of the American statistical Association*, Vol.92 No.439, pp.855–867.
- Doogan K, 2001, “Insecurity and long-term employment”, *Work, Employment and Society*, Vol.15 No.3, pp.419–441.
- Dooley, D., Prause, J. and Ham-Rowbottom, K. A., 2000, “Underemployment and depression: longitudinal relationships”, *Journal of Health and Social Behavior*, pp.421–436.
- Douglas, M. and Wildavsky, A., 1982, “Risk and culture: an essay on the selection of technological and environmental dangers”, Berkely, CA, University of California Press.
- Dubay, L. and Zarabozo, E., 2013, “How economic insecurity in children changed over the course of the great recession”, Low-Income Working Families Fact Sheet, Urban Institute.
- Duflo, E., 2003, “Grandmothers and granddaughters: old-age pensions and intrahousehold allocation in South Africa”, *The World Bank Economic Review*, Vol.17 No.1, pp.1–25.
- Dynan, K., Elmendorf, D., and Sichel, D., 2012, “The evolution of household income volatility”, *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, Vol.12 No.2, pp.1–42.
- Dynarski, S. and Gruber, J., 1997, “Can families smooth variable earnings?”, *Brookings papers on economic activity*, No.1, pp. 229–303.
- Eaton, W. W., Muntaner, C., Bovasso, G. and Smith, C., 2001, “Socioeconomic status and depressive syndrome: the role of inter- and intra-generational mobility, government assistance, and work environment”, *J Health Soc Behav.*, Vol.42 No.3, pp.



277–294.

- Edwards, M., 1981, “Financial arrangement within families”, National Women’s Advisory Council, Canberra, Australia.
- Esping-Andersen, G., 1990, *The three worlds of welfare capitalism*, Cambridge, Polity Press.
- Ess, C. and Sudweeks, F., 2001, *Culture, technology, communication: towards an intercultural global village*, SUNY Press. p. 90. ISBN 978-0-7914-5015-4
- Esser, I. and Palme, J., 2010, “Do public pensions matter for health and wellbeing among retired persons? basic and income security pensions across 13 western european countries” *Int J Soc Welfare.*, Vol.19, pp.S103–S120.
- Faris, R. E. L. and Dunham, H. W., 1939, *Mental disorders in urban areas: an ecological study of schizophrenia and other psychoses*, Oxford, England
- Fitzmaurice, G. M., 2005, “Overview of methods for analyzing cluster-correlated data”, Boston: Harvard School of Public Health (url: [https://catalyst.harvard.edu/docs/biostatsseminar/Fitzmaurice\\_BSP-Workshop-Slides.pdf](https://catalyst.harvard.edu/docs/biostatsseminar/Fitzmaurice_BSP-Workshop-Slides.pdf)).
- Fritzell, J., 1990, “The dynamics of income-distribution – economic mobility in sweden in comparison with the united-states”, *Soc Sci Res.*, Vol.19 No.1, pp.17–46.
- Fox, A., 1984, “Income changes at and after social security benefit receipt: evidence from the retirement history study”, *Social Security Bulletin*, Vol.47 No.9, pp.3–.
- Furedi, F., 2006, *Culture of fear revisited: risk taking and the mortality of low expectation*, 4<sup>th</sup> edition, London, Continuum.
- Gerhold, L., 2009, *Umgang mit makrosozialer unsicherheit: zur individuellen wahrnehmung und bewältigung gesellschaftlich-politischer phänomene*, Lengerich, Pabst.
- Glonti, K., Gordeev, V.S., Goryakin, Y., Reeves, A., Stuckler, D., McKee, M. and Roberts, B., 2015, “A systemic review on health resilience

- to economic crises”, *PLoS ONE*, Vol.10 No.4, e0123117.  
(doi:10.1371/journal.pone.0123117).
- Golberstein, E., 2015, “The effect of income on mental health: evidence from the social security notch”, *J Ment Health Policy Econ.*, Vol.18 No.1. pp.27–37.
- Gottschalk, P. and Moffit, R., 2009, “The rising instability of u.s. earnings”, *The Journal of Economic Perspectives*, Vol.23 No.4, pp. 3–24.
- Graham, C. and Pettinato, S., 2002, “Frustrated achievers: winners, losers and subjective well-being in new market economies”, *Journal of Development Studies*, Vol.38 No.4, pp.100–140.
- Greene, W., 2010, “Testing hypotheses about interaction terms in nonlinear models”, *Economics Letters*, Vol.107 No.2, pp.291–296.
- Hacker, J. S., 2006, *The great risk shift: the assault on american jobs, families, health care, and retirement—and how you can fight back*, Oxford, Oxford University Press.
- Hacker, J. S., 2007, “The new economic insecurity – and what can be done about it”, *Harvard Law & Policy Review*, Vol.1, pp.111–126.
- Hacker, J. S., 2008, *The great risk shift: the new economic insecurity and the decline of the american dream*, Oxford University Press.
- Hacker, J. S., Huber, G. A., Rehm, P., Schlesinger, M. and Valletta, R., 2010, “Economic security at risk: findings from the economic security index”, New York: The Rockefeller Foundation, 42.
- Hacker, J.S., Huber, G., Nichols, A., Rehm, P., Schelesinger, M., Valletta, R.G. and Craig, S., 2012, “The economic security index: a new measure for research and policy analysis”, Federal Reserve Bank of San Francisco Working paper series 2012–21.
- Halliday, T.J., 2007, “Income volatility and health”, IZA Discussion Paper Series No.3234.
- Hamermesh, D. S. and Soss, N. M., 1974, “Economic theory of suicide” , *Journal of Political Economy*, Vol.82 No.1, pp.82–93.
- Hamad, R., Modrek, S. and Cullen, M.R., 2016, “The effects of job

- insecurity on health care utilization: findings from a panel of u.s. workers”, *Health Services Research*, Vol.51 No.3, pp.1052–1073 (DOI: 10.1111/1475-6773.12393)
- Harvey, J.H., 1998, *Perspectives on loss: a sourcebook*, 311p, Routledge.
- Healthy People 2020, 2014, *Social determinants of health, u.s.* department of health and human services. (url: <http://www.healthypeople.gov/2020/topicsobjectives2020/overview.aspx?topicId=39>)
- Hedeker, D., 2013, Advantages of mixed-effects regression models. (url: <http://bstt513.class.uic.edu/11Classls.pdf>)
- Heflin, C.M. and Iceland, J., 2009, “Poverty, material hardship and depression”, *Soc Sci Quarterly*, Vol.90 No.5, pp.1051–1071.
- Hellgren, J.M. Sverke, M. and Isaksson, K., 1999, “A two-dimensional approach to job insecurity : consequences for employee attitudes and well-being”, *European Journal of Work and Organizational Psychology*, Vol.8, pp.179–195.
- Hendin, H., Vijayakumar, L., Bertolote, J. and Pirkis, J., 2008, “Epidemiology of suicide in asia”, *Ch1 in The Western Political Quarterly*, Vol.140 No.4, pp.7–18.
- Henry, S. G. B. and Desai, M., 1975, “Fiscal policy simulations and stabilization policy”, *The Review of Economic Studies*, Vol.42 No.3, pp.347–359.
- Herd, Pamela, Robert F. Schoeni, and James S. House, 2008, “Upstream solutions: does the supplemental security income program reduce disability in the elderly?”, *The Milbank Quarterly*, Vol.86 No.1, pp. 5–45.
- Hollingshead, A. B. and Redlich, F. C., 1958, *Social class and mental illness: community study*, US: John Wiley & Sons Inc.
- Holzmann, R. and Jørgensen, S., 2001, “Social risk management: a new conceptual framework for social protection, and beyond”, *International Tax and Public Finance*, Vol.8 No.4, pp.529–556.
- House, J. S., Kessler, R. C. and Herzog, A. R., 1990, “Age, socioeconomic

- status, and health”, *The Milbank Quarterly*, pp.383–411.
- Hout, M. and Hanley, C., 2002, “The overworked american family: trends and nontrends in working hours, 1968–2001. unpublished working paper”, University of California, Berkeley Survey Research Center.
- Hutter, H., 2000, “Ch.7 The virtue of solitude and the vecissitudes of friendship”, *The Challenge to Friendship in Modernity*. 1<sup>st</sup> Edition, Taylor & Francise.
- Islam, N., 2009, “Can microfinance reduce economic insecurity and poverty? by how much and how?”, UNDESA Working papers No.82
- Jacobs, E., 2007, “The politics of economic insecurity”, *Issues in Governance Studies*, 12, Brookings Institution.
- Jappelli, T. and Pistaferri, L., 2010, “The consumption response to income changes”, *Annu. Rev. Econ.*, Vol.2 No.1, pp.479–506.
- JECUSC(Joint Economic Committee, United States Congress), 2015, How working mothers contribute to the economic security of american families(url: [https://www.jec.senate.gov/public/\\_cache/files/8dbdedb8-b41d-484c-b702-9269fcf37c9b/jec-mothers-day.pdf](https://www.jec.senate.gov/public/_cache/files/8dbdedb8-b41d-484c-b702-9269fcf37c9b/jec-mothers-day.pdf))
- Jeon HJ, Walker RS, Inamori A, Hong JP, Cho MJ, Baer L, Clain A, Fava M and Mischoulon D., 2014, “Differences in depressive symptoms between korean and american outpatients with major depressive disorder”, *Int Clin Psychopharmacol*, Vol.29 No.3, pp.150–156. PMID: 24323201.
- Junaid, Z.S., 2016, A closer look at the dynamics of depression – a defect of a dose?. JPMS blogs(url: <http://blogs.jpmsonline.com/2016/07/05/a-closer-look-at-the-dynamics-of-depression-a-defect-or-a-dose/>)
- Justus dos Santos, M., Kawamura, H. C., and Kassouf, A.L., 2012, “Socioeconomic conditions and risk of mental depression: an empirical analysis for brazilian citizens”, *Economics Research International*, Vol.2012 (2012), Article ID 278906, <http://dx.doi.org/10.1155/2012/278906>

- Kahneman, D. and Tversky, A., 1979, "Prospect theory: an analysis of decision under risk", *Econometrica: Journal of the econometric society*, pp.263–291.
- Kalleberg, A. L., 2009, "Precarious work, insecure workers: employment relations in transition", *American Sociological Review*, Vol.74, pp.1–22.
- Kenworthy, I., 2012, Is rising obesity a product of income inequality and economic insecurity? retrieved from <https://lanekenworthy.net/2012/06/10/is-rising-obesity-a-product-of-income-inequality-and-economic-insecurity/>, accessed 2017.4.24.
- Kessler, R. C., 1997, "The effects of stressful life events on depression", *Annu Rev Psychol.*, Vol.48, pp.191–214.
- Kessler, R. C., 2003, "Research report: epidemiology of women and depression", *Journal of Affective Disorders*, Vol.74, pp.5–13.
- Kim, JI. Choe MA and Chae YR, 2009, "Prevalence and predictors of geriatric depression in community-dwelling elderly", *Asian Nursing Research*, Vol.3 No.3, pp.121–129.
- Kim, SJ., Subramanian, SV. and Kwon, SM, 2015, "Impacts of public pensions on elderly depression: evidence from south korea" paper presented at International Health Economics Association.
- Klawitter, M. and Morgan-Cross, C. J., 2012, "Low-income households and income volatility", University of Washington, Evans School of Public Affairs.
- Klerman, G. L., 1987, "Clinical epidemiology of suicide", *The Journal of clinical psychiatry*, Vol 48(Suppl), pp.33–38.
- Kondo, N., Sembajwe, G., Kawachi, I., van Dam, R. M., Subramanian, S. V. and Yamagata, Z., 2009, "Income inequality, mortality, and self rated health: meta-analysis of multilevel studies", *BMJ Br Med J.*, Vol.339 No.7731, pp.1178–1181.
- Kopasker, Daniel, Catia Montagna, and Keith Bender, 2016, *Economic*

- insecurity as a socioeconomic determinant of mental health*,  
Germany: IARIW Conference Dresden.
- Laake, J. S., Stahl, D., Amiel, S.A., Petrak, F., Sherwood, R.A., Pickup, J.C. and Ismail, K., 2014, "The association between depressive symptoms and systemic inflammation in people with type 2 diabetes: findings from the south london diabetes study", *Diabetes Care*, Vol.37 No.8, pp.2186–2192.
- Labonté, R., Schrecker, T., Packer, C. and Runnels, V., 2009, *Globalization and health: pathways, evidence, and policy*.
- Lam, J., Fan, W. and Moen, P., 2014, "Is insecurity worse for well-being in turbulent times? mental health in context", *Society and mental health*, Vol.4 No.1, pp.55–73.
- Lang, I. A., Llewellyn, D. J., Hubbard, R. E., Langa, K. M. and Melzer, D., 2011, "Income and the mid-life peak in common mental disorder prevalence", *Psychological Medicine*, Vol.41, pp.1365–1372.
- Lazarus, R. S. and Folkman, S., 1984, "Coping and adaptation", pp.282–325, *The handbook of behavioral medicine*, New York: Guilford.
- Lee, J.S. and Frongillo, E. A., 2001, "Nutritional and health consequences are associated with food insecurity among u.s. elderly persons", *The Journal of Nutrition*, Vol. 131 No.5, pp. 1503–1509.
- Link, B. G. and Phelan, J., 1995, "Social conditions as fundamental causes of disease", *Journal of health and social behavior*, pp.80–94.
- Linz, S. J. and Semykina, A., 2010, "Perception of economic insecurity: evidence from russia", *Economic Systems*, Vol.34 No.4, pp. 357–385.
- Lloyd-Sherlock, P. and Agrawal, S., 2014, "Pensions and the health of older people on south africa: is there an effect?", *J Dev Stud.*, Vol.50 No.11, pp.1570–1586.
- Lorant, V., Croux, C., Weich, S., Deliège, D., Mackenbach, J. and

- Ansseau, M., 2007, "Depression and socio-economic risk factors: 7-year longitudinal population study", *The British Journal of Psychiatry*, Vol.190 No.4, pp.293-298(DOI: 10.1192/bjp.bp.105.020040)
- Manski, C. and Straub, J., 2000, "Worker perceptions of job insecurity in the mid-1990s: evidence from the survey of economic expectations", *Journal of Human Resources*, Vol.35 No.3, pp. 447-479.
- Marmot, M., 2006, "Health in an unequal world", *Lancet*, Vol.369 No.9552, pp.2081-2094.
- Marmot, M. and Wilkinson, R.G., 2001, "Psychological and material pathways in the relationship between income and health: a response to lynch et al", *British medical journal*, Vol.322, pp.1233-1236.
- Marx, K. and Engels, F., 1998, *The communist manifesto*. New York: Oxford University Press.
- Mau, S., 2003, *The Moral economy of welfare states: britain and germany compared*, London, Routledge.
- Mau, S., Mewes, J. and Schöneck, N. M., 2012, "What determines subjective socio-economic insecurity? context and class in comparative perspective", *Socio-Economic Review*, Vol.10, pp.655-682.
- McGinnis, J. M., Williams-Russo, P. and Knickman, J. R., 2002, "The case for more active policy attention to health promotion", *Health affairs*, Vol.21 No.2, pp.78-93.
- McLaughlin, K.A., Costello, E.J., Leblanc, W., Sampson, N.A. and Kesselwe, R.C., 2012, "Socioeconomic status and adolescent mental disorders", *Am J Public Health*, Vol.102 No.9, pp.1742-1750 (doi: 10.2105/AJPH.2011.300477)
- Meltzer, H., Bebbington, P., Brugha, T., Farrell, M., Jenkins, R., 2012. "The relationship between personal debt and specific common

- mental disorders." *The European Journal of Public Health* Vol.23 No.1, pp.108–113.
- Meschede, T., Sullivan, L. and Shapiro, T., 2011, "From bad to worse: senior economic insecurity on the rise", Research and Policy Brief, July 2011, Living Longer on Less Series, Dēmos·IASP(Institute on Assets and Social Policy).
- Miething, A. and Yngwe, M. Å., 2014, "Stability and variability in income position over time: exploring their role in self-rated health in Swedish survey data", *BMC Public Health*, Vol.14 No.1300. DOI: 10.1186/1471-2458-14-1300.
- Millberg, W. and Winkler, D., 2010, "Financialization and the dynamics of off-shoring in the u.s.", *Cambridge Journal of Economics*, Vol.34 No.2, pp.275–293.
- Moazen-Zadeh, E. and Assari, S., 2016, "Depressive symptoms predict major depressive disorder after 15 years among whites but not blacks", *Front Public Health*, Vol.17 No.4, p.13. (doi: 10.3389/fpubh.2016.00013. eCollection 2016.)
- Moffitt, R. A. and Gottschalk, P., 1995, "Trends in the autocovariance structure of earnings in the u.s., 1969–1987", Johns Hopkins University, Department of Economics.
- Momjian, V. and Munroe, K., 2011, "Economic insecurity, mental health, and the economic crisis in new york city", *The Western Journal of Black Studies*, Vol.35 No.3, pp.196–207.
- Morduch, J., 1994, "Poverty and vulnerability", *The American Economic Review*, Vol.84 No.2, pp.221–225.
- Mościcki, E.K., 1995, "North american perspectives – epidemiology of suicide", *International Psychogeriatrics*, Vol.7 No.2, pp.137– 148.
- Moulton Brent R., 1990, "An illustration of a pitfall in estimating the effects of aggregate variables in micro units", *Review of Economics and Statistics*, Vol.72 No.2, pp.334–338.
- Moussavi S, Chatterji S, Verdes E, Tandon A, Patel V and Ustun B.,



- 2007, “Depression, chronic diseases, and decrements in health: results from the world health surveys”, *Lancet*, Vol.370 No.9590, pp.851–858.
- Mughan, A., 2007, “Economic insecurity and welfare preferences: a macro-level analysis”, *Comparative Politics*, Vol.39 No.3, pp. 293–310.
- Neeleman, J., de Graaf, R. and Vollebergh, W., 2004, “The suicidal process: prospective comparison between early and later stages”, *Journal of Affective Disorders*, Vol.82, pp.43–52.
- NMHA(National Mental Health Association), 2004, National screening for depression, retrieved September 27, 2004 from the World Wide Web. (url: <http://www.nmha.org/ccd/support/screening.cfm>)
- O'Brien, D., Wegren, S. and Patsiorkovsky, V., 2010, “Sources of income, mental health and quality of life in rural russia”, *Europe-Asia Studies*, Vol.62 No.4, pp.597–614.
- OECD, 2011, Earning volatility causes and consequences, OECD Employment Outlook 2011 chapter 3.
- OECD, 2012, Pension at a glance.
- OECD, 2015, Pensions at a glance: income and poverty of older people.(url:<http://stats.oecd.org/index.aspx?queryid=69414>)
- Okonogi, L., Fukatsu, C. and Ohno, Y., 1998, *Handbook of psychiatry*, Osaka: Sogensha.
- Osberg, L., 1998, Economic insecurity, SPRC Discussion Papers No.88 Social Policy Research Centre, University of New South Wales, Sydney, Australia.
- Osberg, L., 2010, Measuring economic insecurity and vulnerability as part of economic well-being: concepts and context, Working Paper 2010-04. , Department of Economics, Dalhousie University.
- Osberg, L., 2015, How should one measure economic insecurity, OECD Statistics Working Papers, 2015/01. OECD Publishing.
- Osberg, L. and Sharpe, A., 2005, “How should we measure the

- “economic” aspects of well-being?”, *Review of Income and Wealth*, Vol.51 No.2, pp.311–336.
- Osberg, L. and Sharpe, A., 2012, Measuring economic insecurity in rich and poor nations, CSLS Research Report 2012–03, Centre for the Study of Living Standards.
- Owens, D., Horrocks, J. and House, A., 2002, “Fatal and non-fatal repetition of self-harm: systemic review”, *British Journal of Psychiatry*, Vol.181, pp.193–199.
- Panis, Constantijn W. A., 2004, “Annuities and retirement well-being”, *Pension Design and Structure: New Lessons from Behavioral Finance*, Oxford: Oxford University Press
- Park, K. S. and Shin, D. G., 2010, “How do families smooth household heads earnings volatility?”, *Journal of Economic Research*, Vol. 15, pp.79–97.
- Park, J. H. and Kim, K. W., 2011, “A review of the epidemiology of depression in korea”, *Journal of the Korean Medical Association*, Vol.54 No.4, pp.362–369
- Park, J.H., Lim, S., Lim, J.Y., Kim, K.I., Han, M.K., Yoon, I.Y., Kim, J.M., Chang, Y.S., Chang, C.B., Chin, H.J., Choi, E.A., Lee, S.B., Park, Y.J., Paik, N.J., Kim, T.K., Jang, H.C. and Kim, K.W., 2007, “An overview of the korean longitudinal study on health and aging”, *Psychiatry Investig*, Vol.4, pp.84–95.
- Pearlin, L. I., Menaghan, E. G., Lieberman, M. A. and Mullan, J. T., 1981, “The stress process”, *Journal of Health and Social behavior*, pp.337–356.
- Penkower, L., Bromet, E. and Dew, M., 1988, “Husbands layoff and wives mental health: a prospective analysis”, *Arch Gen Psychiatry*, Vol.45, pp.994–1000.
- Pernice, R. and Long, N., 1996, “Long-term unemployment, employment attitudes and mental health”, *Australian Journal of Social Issues*, Vol.31 No.3, pp.311–326.

- Phelps, E. A., 2006, "Emotion and cognition: insights from studies of the human amygdala", *Annu. Rev. Psychol.*, Vol.57, pp.27–53. (doi: 10.1146/annurev.psych.56.091103.070234)
- Pounder, L., 2009, "Consumption response to expected future income", FRB International Finance Discussion Paper No. 971.
- Prause, J., Dooley, D. and Huh, J., 2009, "Income volatility and psychological depression", *American Journal of Community Psychology*, Vol.43(1–2), pp.57–70.
- Price, J., 2009, "Darwinian dynamics of depression", *Australian & New Zealand Journal of Psychiatry*, Vol.43 No.11, pp.1029–1037.
- Quartz, S. R., 2009, "Reason, emotion and decision-making: risk and reward computation with feeling", *Trends in cognitive sciences*, Vol.13 No.5, pp.209–215.
- Radloff, L. S., 1977, "The CES-D scale: a self-report depression scale for research in the general population", *Applied psychological measurement*, Vol.1 No.3, pp.385–401.
- Radloff, L. S. and Locke, B. Z., 1986, "The community mental health assessment survey and the CES-D scale", *Community surveys of psychiatric disorders*, Vol.4, pp.177–88.
- Ralston, M., Menken, J., Schatz, E., Gómez-Olivé, F. X. and Tollman, S., 2013, "Pensions, gender, and health: an analysis of pension effects over time in rural south africa", paper prepared for the Population Association of America 2013 Annual Meeting.
- Ranci, C. (ed), 2010, *Social vulnerability in europe: the new configuration of social risks*, Houndmills, Palgrave, Macmillan.
- Reed, E., Gupta, J., Biradavolu, M., Devireddy, V. and Blankenship, K.M., 2010, "The context of economic insecurity and its relation to violence and risk factors for HIV among female sex workers in andhra pradesh, india.", *Public Health Rep.*, Vol.125(Suppl) No. 4, pp.81–9.
- Reeskens, T. and Vandecasteele, L., 2017, "Hard times and european

- youth. the effect of economic insecurity on human values, social attitudes and well-being”, *International Journal of Psychology*, Vol.52 No.1, pp.19-27.
- Reich, Michael, David M. Gordon, and Richard C. Edwards, 1973, “A theory of labor market segmentation”, *The American Economic Review*, Vol.63 No2, pp.359-365.
- Reichert, A. R., Augurzy, B. and Tauchmann, H., 2015, “Self-perceived job insecurity and the demand for medical rehabilitation: does fear of unemployment reduce health care utilization?”, *Health Economics*, Vol.24 No1, pp.8-25.
- Rohde, N., Tang, K.K., Osberg, L. and Rao, P., 2016, “The effect of economic insecurity on mental health: recent evidence from australian panel data”, *Social Science and Medicine*, Vol.151, pp. 250-258.
- Roosevelt, F. D., 1936, A rendezvous with destiny speech before the 1936 democratic national convention philadelphia, Pennsylvania June 27, 1936; Osberg(2010)에서 재인용
- Rose, D., 1999, “Economic determinants and dietary consequences of food insecurity in the united states”, *The Journal of Nutrition*, Vol.129 No.2, pp.5175-5205.
- Rugulies, R., Aust, B., Madsen, I.E.H., Burr, H., Siegrist, J. and Bültmann, U., 2013, “Adverse psychosocial working conditions and risk of severe depressive symptoms. do effects differ by occupational grade?”, *Eur. J. Public Health*, Vol.23, pp.415-420.
- Sandanger, I., Nygard, J. F., Sorensen, T. and Moun, T., 2004, “Is women's mental health more susceptible than man's to the influence of surrounding stress?”, *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, Vol.39, pp.177-184.
- Sarmiento, I. A. and Cardemil, E. V., 2009, “Family functioning and depression in low-income latino couples”, *Journals of marital and family therapy*, Vol.35 No.4, pp.432-445.

- Sattler, E.L.P. and Bhargava, V., 2016, "Food insecurity, health, and healthcare utilization among the working poor in the u.s.", *The FASEB Journal*, Vol.30 No1, Suppl 899.1
- Schatz E, Gómez-Olivé X, Ralston M, Menken J and Tollman S., 2012, "The impact of pensions on health and wellbeing in rural south africa: does gender matter?", *Social Science and Medicine*, Vol.75 No.10, pp.1864–1873.
- Schmidt, S., 1999, "Long-run trends in workers beliefs about their own job security: evidence from the general social survey", *Journal of Labor Economics*, Vol.17 No.4, pp.127–141.
- Schmitz, N., Gariépy, G., Smith, K.J., Clyde, M., Malla, A., Boyer, R., Strychar, I., Lesage, A. and Wang. J., 2014, "Recurrent sub-threshold depression in type 2 diabetes: an important risk factor for poor health outcomes", *Diabetes Care*, Vol.37 No.4, pp.970–978.
- Sen, A., 1999, *Development as freedom*, A. A. Knopf, New York.
- Sen, S., 2012, "Socioeconomic status and mental health: what is the causal relationship?", *Acta Psychiatr Scand*, Vol.123 No.3, pp. 187–188. (DOI: 10.1111/j.1600-0447.2011.01829.x).
- Simmons, L. A. and Swanberg, J. E., 2008, "Psychological work environment and depressive symptoms among US workers: comparing working poor and working non-poor", *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, Vol.44 No.8, pp.628–635. Doi: 10.1007/s00127-008-0479-x.
- Sloan, R.P., Huang, M.H., Sidney, S., Liu, K., Williams, O.D. and Seeman, T., 2005, "Socioeconomic status and health: is parasympathetic nervous system activity an intervening mechanism", *International Journal of Epidemiology*, Vol.34, pp.309–315.
- Sonnenberg, B., 2013, "Ch 7.1 Descriptive and cross-sectional results, p.157", *Dependencies and Mechanisms of Unemployment and Social Involvement: Findings from the Socio-Economic Panel*

Study(SOEP).

- Southwick, S.M., Vythilingam, M. and Charney, D.S., 2005, "The psychobiology of depression and resilience to stress: implications for prevention and treatment", *Annual Review of Clinical Psychology*, Vol.1, pp.255-291.
- Stansfeld S. and Candy, B., 2006, "Psychological work environment and mental health – a meta-analytic review", *Scandinavian Journal of Work Environment and Health*, Vol.32, pp.443-462.
- statalist#1, 2017,  
<https://www.statalist.org/forums/forum/general-stata-discussion/general/1394504-marginal-effects-for-xtmelogit>
- statalist#2, 2016,  
<https://www.statalist.org/forums/forum/general-stata-discussion/general/1329201-marginal-effects-significance-vs-original-model-effects-significance>.
- Stephens, M., 2006, "Job loss expectations, realizations, and household consumption behavior", *Review of Economics and Statistics*, Vol.86 No.1, pp.253-269. (doi: 10.1162/003465304323023796)
- Stiglitz, J., Sen, A. and Fitoussi, 2009, The measurement of economic performance and social progress revisited, reflections and overview.(url: <http://www.stiglitz-sen-fitoussi.fr/documents/overview-eng.pdf>)
- Storbeck, J. and Clore, G.L., 2007, "On the interdependence of cognition and emotion", *Cogn Emot.*, Vol.21 No.6, pp.1212-1237. (doi: 10.1080/02699930701438020).
- Suominen, K., Isometsa, E., Suokas, J., Haukka, J., Achte, K. and Lonnqvist, J., 2004, "Completed suicide after a suicide attempt: a 37-year follow up study", *American Journal of Psychiatry*. Vol.161, pp.562-563.
- Sverke, M. and Hellgren, J., 2002, "The nature of job insecurity: understanding employment uncertainty on the brink of a new millennium", *Applied Psychology: An International Review*, Vol.51

No.1, pp.23-42.

- Sverke, M., Hellgren, J. and Näswall, K., 2002, "No security: a meta-analysis and review of job insecurity and its consequences", *Journal of Occupational Health Psychology*, Vol.7, pp.242-264.
- Taylor-Gooby, P., Dean, H., Munro, M. and Parker, G., 1999, "Risk and the welfare state", *British Journal of Sociology*, Vol.50, pp.177-194.
- Tellez-Rojo, Martha María, María del Pilar Torres Pereda, Aarón Salinas Rodríguez, and Betty Soledad Manrique, 2012, "Evaluación complementaria: informe final del estudio de impacto del programa de atención a adultos mayores de 70 y más", SEDESOL : [http://www.20062012.sedesol.gob.mx/es/SEDESOL/70\\_y\\_mas](http://www.20062012.sedesol.gob.mx/es/SEDESOL/70_y_mas)
- Thoits, P.A., 1995, "Stress, coping, and social support processes: where are we? what next?", *Journal of Health and Social Behavior*, (Extra Issue)pp.53-79.
- Traub, A., Hiltonsmith, R. and Draut, T., 2016, The parent trap: the economic insecurity with young children, Demos.
- Tulloch, J. and Lupton, D., 2003, *Risk and everyday life*, London, Sage.
- UN General, 1948, Universal declaration of human rights, UN General Assembly.
- UNDESA(United Nations Department of Economic and Social Affairs), 2008, World economic and social survey 2008: overcoming economic insecurity.
- Weaver, L. J. and Hadley, C., 2009, "Moving beyond hunger and nutrition: a systematic review of the evidence linking food insecurity and mental health in developing countries", *Ecology of Food and Nutrition*, Vol.48, pp.263-284.
- Western, B., Bloome, D., Sosnaud, B. and Tach, L., 2012, "Economic insecurity and social stratification", *Annual Review of Sociology*, Vol.38, pp.341-359. (doi: <https://doi.org/10.1146/annurev-soc-071811-145434> )

- WHO, 2003, *The solid facts : social determinants of health* / edited by Richard Wilkinson and Michael Marmot, 2nd ed.
- WHO, 2011, Global burden of mental disorders and the need for a comprehensive, coordinated response from health and social sectors at the country level [Internet]. Geneva; Cited 2012 April 12. Available from: [http://apps.who.int/gb/edwha/pdf\\_files/EB130/B130\\_9-en.pdf](http://apps.who.int/gb/edwha/pdf_files/EB130/B130_9-en.pdf)
- Wilkinson, R.G., 1999, "Health, hierarchy, and social anxiety", *Annals of the New York Academy of Sciences(NYAS)*, Vol.896, pp.48-63.
- Xavier Gómez-Olivé, F., Thorogood, M., Clark, B. D., Kahn, K. and Tollman, S. M., 2010, "Assessing health and well-being among older people in rural south africa", *Global Health Action*, Vol.3 No.1, pp.2126.
- Yokoyama, E., Kaneita, Y., Saito, Y., Uchiyama, M., Matsuzaki, Y., Tamaki, T., Munezawa, T. and Ohida, T., 2008, "Cut-off point for the 11-item shorter form of the CES-D depression scale", *The Nihon University Journal of Medicine*, Vol.50 No.5-6, pp. 123-132.
- Yoo, K. B., Park, E. C., Jang, S. Y., Kwon, J. A., Kim, S. J., Cho, K. H., Choi, J. W., Kim, J. H. and Park, S. H., 2016, "Association between employment status change and depression in Korean adults", *BMJ Open*, 6:e008570. doi:10.1136/bmjopen-2015-008570.



## Abstract

# The Effects of Economic Insecurity and Non-Contributory Pension on Mental Health: on the middle and over

Kim, Jae Won

Department of Health Policy and Management

The Graduate School of Public Health

Seoul National University

Economic status is one of the most profound social determinants of health. In a modern society, its magnitude of the impact on people's health is more severe due to proliferation of uncertainty of individuals regarding macroeconomics since Neo-Liberalism. Thus, one's economic state and its effect on uncertainty should be considered as flexible variables.

In South Korea, mental health of the middle-aged and older people is becoming societal problem recently. On the contrary to their responsibilities as breadwinners, the real economic situation of these people are not in favor of them. The undesirable gap between their needs and unsatisfying reality may become major cause of threats to their mental health. Furthermore, most of the elderly in Korea are not properly prepared for years of lives after retirement, and it may be a big challenge for them.

In this research, we have analyzed the effect of economic insecurity on mental health for the middle-aged and older population. In addition, we have investigated the effect of non-contributory pension on mental health of the elderly, which is one of coping method in the societal level from the policy perspective.

In the multi-level random effect and cross-sectional analysis, various indexes of economic insecurity are utilized while their significances are identified. The efficacy has been differentiated in accordance to the subject population. It was demonstrate that in DD model, favorable impact of non-contributory pension in Korea has no statistical significance. However, possibilities of positive impact of non-contributory pension on mental health were depicted in DDD model, and additional analysis was conducted in order to see the mechanism of the non-contributory pension. The economic status of a person, not only the level of available resources but also the level of sustainability of income (economic stability or security), can have an influence on one's health. Therefore, comprehensive social safety net to secure vulnerable group's economic resources would be necessary and it will contribute to keep the population healthy.

Key words: Economic Insecurity, Aged preparation, Mental Health, Income Supplement, Non-Contributory Pension

## VII. 부록 A. 경제적 불안정 영향 분석 전체 결과

### 1. 전체인구집단 대상 분석 결과: 우울

<부표 A1-1> 소득변동성A(직전년도 대비 30%이상 증가/15%이하 감소) 분석결과

변수범주	변수이름(변수측정)	Odds Ratio	beta(회귀계수)
독립변수: 객관적지표	소득변동성A    소득증가(30% 이상) (1/0)	1.335***	0.289***
	소득감소(15%이상)	0.881**	-0.127**
인구학적 특성	연령(연속변수/세)	0.991**	-0.009**
	성별(남성(0)/여성(1))	1.568***	0.450***
	혼인상태(유배우(0)/ 이혼사별(1)/ 미혼(2))	1.575***	0.454***
	교육수준(무학(1), 초중학(2), 고교이상(3))	0.682***	-0.383***
	가구규모(연속변수/명)	1.102***	0.097***
	가구형태(가타(0)/한부모가정 등 결핵가정(1))	1.285**	0.251**
경제적 특성	가구자산(연속변수/백만원)	1.000	-0.0001
	가구경상소득(연속변수/백만원)	0.983***	-0.017***
	경제활동참여(비경활(0)/경활(1))	0.817***	-0.202***
	주거형태(자가(0)/비자가(1))	1.540***	0.432***
사회적 관계	사회적 관계(불만족(0)/만족(1))	0.776***	-0.254***
	가족 관계(불만족(0)/만족(1))	0.694***	-0.365***
건강관련 특성	만성질환(없음(0)/있음(1))	1.309***	0.269***
	입원의료이용(이용경험없음(0)/있음(1))	1.388***	0.328***
모형 통계량	Log likelihood = -15749.0	Wald ch2(16) = 1522.4	
		Prob>chi2 = 0.0000	

주: †p<0.1, \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

<부표 A1-2> 소득변동성B(분석기간 내 소득분산) 분석결과

변수범주	변수이름(변수측정)	Odds Ratio	beta(회귀계수)
독립변수: 객관적지표	소득변동성B(소득분산/연속변수)*	1.000	-0.000
인구학적 특성	연령(연속변수/세)	1.033***	0.033***
	성별(남성(0)/여성(1))	2.207***	0.791***
	혼인상태(유배우(0)/ 이혼사별(1)/ 미혼(2))	1.713**	0.538**
	교육수준(무학(1), 초중학(2), 고교이상(3))	0.728*	-0.317*
	가구규모(연속변수/명)	1.256*	0.228*
	가구형태(가정(0)/한부모가정 등 결핵가정(1))	1.592 <sup>†</sup>	0.465 <sup>†</sup>
경제적 특성	가구자산(연속변수/백만원)	0.999 <sup>†</sup>	-0.001 <sup>†</sup>
	가구경상소득(연속변수/백만원)	0.979***	-0.022***
	경제활동참여(비경활(0)/경활(1))	0.611***	-0.493***
	주거형태(자가(0)/비자가(1))	1.715**	0.540**
사회적 관계	사회적 관계(불만족(0)/만족(1))	0.528***	-0.638***
	가족 관계(불만족(0)/만족(1))	0.511***	-0.671***
건강관련 특성	만성질환(없음(0)/있음(1))	2.089***	0.737***
	입원의료이용(이용경험없음(0)/있음(1))	1.624**	0.485**
모형 통계량	Log likelihood = -1960.1	Wald ch2(15) = 231.2	
		Prob>chi2 = 0.0000	

주: <sup>†</sup>p<0.1, \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

<부표 A1-3> 경제적 어려움 경험 분석결과

변수범주	변수이름(변수측정)	Odds Ratio	beta(회귀계수)
독립변수: 객관적지표	경제적 어려움 경험 (경험 없음(0)/경험함(1))	1.355***	0.304***
인구학적 특성	연령(연속변수/세)	0.992**	-0.008**
	성별(남성(0)/여성(1))	1.576***	0.455***
	혼인상태(유배우(0)/ 이혼사별(1)/ 미혼(2))	1.578***	0.456***
	교육수준(무학(1), 초중학(2), 고졸이상(3))	0.670***	-0.400***
	가구규모(연속변수/명)	1.083**	0.080**
	가구형태(가타(0)한부모가정 등 결핵가정(1))	1.251**	0.224**
	가구자산(연속변수/백만원)	1.000	-0.0001
경제적 특성	가구경상소득(연속변수/백만원)	0.986***	-0.014***
	경제활동참여(비경활(0)/경활(1))	0.836***	-0.179***
	주거형태(자가(0)/비자가(1))	1.494***	0.402***
	사회적 관계(불만족(0)/만족(1))	0.784***	-0.244***
사회적 관계	가족 관계(불만족(0)/만족(1))	0.703***	-0.353***
	만성질환(없음(0)/있음(1))	1.303***	0.265***
건강관련 특성	입원의료이용(이용경험없음(0)/있음(1))	1.395***	0.333***
모형 통계량	Log likelihood = -15776.7	Wald ch2(15) = 1531.3	
		Prob>chi2 = 0.0000	

주: †p<0.1, \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

<부표 A1-4> (분석기간 내) 저소득 해당기간 분석결과

변수범주	변수이름(변수측정)	Odds Ratio	beta(회귀계수)
독립변수: 객관적지표	(분석기간 내) 저소득 해당기간 (연속변수/년)	1.220***	0.199***
인구학적 특성	연령(연속변수/세)	1.024*	0.023*
	성별(남성(0)/여성(1))	2.237***	0.805***
	혼인상태(유배우(0)/ 이혼사별(1)/ 미혼(2))	1.659**	0.506**
	교육수준(무학(1), 초중학(2), 고(대)이상(3))	0.808	-0.213
	가구규모(연속변수/명)	1.226*	0.203*
	가구형태(가족(0)/한부모가정 등 결핵가정(1))	1.384	0.325
경제적 특성	가구자산(연속변수/백만원)	1.000	-0.0004
	가구경상소득(연속변수/백만원)	0.989**	-0.011**
	경제활동참여(비경활(0)/경활(1))	0.638**	-0.450**
	주거형태(자가(0)/비자가(1))	1.464*	0.381*
사회적 관계	사회적 관계(불만족(0)/만족(1))	0.532***	-0.630***
	가족 관계(불만족(0)/만족(1))	0.561**	-0.578**
건강관련 특성	만성질환(없음(0)/있음(1))	2.094***	0.739***
	입원의료이용(이용경험없음(0)/있음(1))	1.657**	0.505**
모형 통계량	Log likelihood = -1940.1	Wald ch2(15) =	231.4
		Prob>chi2 =	0.0000

주: †p<0.1, \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

<부표 A1-5> 주관적 최저생계비 분석결과

변수범주	변수이름(변수측정)	Odds Ratio	beta(회귀계수)
독립변수: 인식적지표	주관적 최저 생계비(연속변수/백만원)	0.810***	-0.211***
인구학적 특성	연령(연속변수/세)	0.990**	-0.010**
	성별(남성(0)/여성(1))	1.577***	0.455***
	혼인상태(유배우(0)/ 이혼사별(1)/ 미혼(2))	1.588***	0.462***
	교육수준(무학(1), 초중학(2), 고졸이상(3))	0.692***	-0.368***
	가구규모(연속변수/명)	1.155***	0.144***
	가구형태(가타(0)한부모가정 등 결손가정(1))	1.269**	0.238**
경제적 특성	가구자산(연속변수/백만원)	0.99993	-0.00007
	가구경상소득(연속변수/백만원)	0.989***	-0.011***
	경제활동참여(비경활(0)/경활(1))	0.830***	-0.186***
	주거형태(자가(0)/비자가(1))	1.550***	0.439***
사회적 관계	사회적 관계(불만족(0)/만족(1))	0.781***	-0.248***
	가족 관계(불만족(0)/만족(1))	0.700***	-0.357***
건강관련 특성	만성질환(없음(0)/있음(1))	1.300***	0.262***
	입원의료이용(이용경험없음(0)/있음(1))	1.399***	0.335***
모형 통계량	Log likelihood = -15762.9	Wald ch2(15) = 1522.8	
		Prob>chi2 = 0.0000	

주: †p<0.1, \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

<부표 A1-6> 가구소득만족도 분석결과

변수범주	변수이름(변수측정)	Odds Ratio	beta(회귀계수)
독립변수: 감정적지표	가구소득만족(불만족함(0)/만족함(1))	0.725***	-0.322***
인구학적 특성	연령(연속변수/세)	0.992**	-0.008**
	성별(남성(0)/여성(1))	1.572***	0.453***
	혼인상태(유배우(0)/ 이혼사별(1)/ 미혼(2))	1.590***	0.464***
	교육수준(무학(1), 초중학(2), 고대이상(3))	0.672***	-0.397***
	가구규모(연속변수/명)	1.077**	0.075**
	가구형태(가타(0)한부모가정 등 결핵가정(1))	1.284**	0.250**
경제적 특성	가구자산(연속변수/백만원)	1.000	-0.00007
	가구경상소득(연속변수/백만원)	0.986***	-0.014***
	경제활동참여(비경활(0)/경활(1))	0.829***	-0.187***
	주거형태(자가(0)/비자가(1))	1.540***	0.432***
사회적 관계	사회적 관계(불만족(0)/만족(1))	0.792***	-0.234***
	가족 관계(불만족(0)/만족(1))	0.705***	-0.349***
건강관련 특성	만성질환(없음(0)/있음(1))	1.301***	0.263***
	입원의료이용(이용경험없음(0)/있음(1))	1.395***	0.333***
모형 통계량	Log likelihood = -15772.6	Wald ch2(15) = 1532.2	
		Prob>chi = 0.0000	

주: †p<0.1, \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001



<부표 A1-7> 경제적 갈등·우려 분석결과

변수범주	변수이름(변수측정)	Odds Ratio	beta(회귀계수)
독립변수: 감정적지표	경제적 갈등·우려(비해당(0)/해당(1))	1.353***	0.303***
인구학적 특성	연령(연속변수/세)	0.992**	-0.008**
	성별(남성(0)/여성(1))	1.572***	0.452***
	혼인상태(유배우(0)/ 이혼사별(1)/ 미혼(2))	1.568***	0.450***
	교육수준(무학(1), 초중학(2), 고대이상(3))	0.669***	-0.402***
	가구규모(연속변수/명)	1.068*	0.066*
	가구형태(가타(0)/한부모가정 등 결핵가정(1))	1.281**	0.247**
경제적 특성	가구자산(연속변수/백만원)	1.000	0.00006
	가구경상소득(연속변수/백만원)	0.986***	-0.014***
	경제활동참여(비경활(0)/경활(1))	0.829***	0.188***
	주거형태(자가(0)/비자가(1))	1.474***	0.388***
사회적 관계	사회적 관계(불만족(0)/만족(1))	0.787***	0.240***
	가족 관계(불만족(0)/만족(1))	0.706***	0.348***
건강관련 특성	만성질환(없음(0)/있음(1))	1.306***	0.267***
	입원의료이용(이용경험없음(0)/있음(1))	1.395***	0.333***
모형 통계량	Log likelihood = -15761.9		Wald ch2(15) = 1572.8
			Prob>chi2 = 0.0000

주: †p<0.1, \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

## 2. 전체인구집단 대상 분석 결과: 자살생각

<부표 A2-1> 소득변동성A(직전년도 대비 30%이상 증가/15%이하 감소) 분석결과

변수범주	변수이름(변수측정)	Odds Ratio	beta(회귀계수)
독립변수: 객관적지표	소득변동성A    소득증가(30% 이상) (1/0)	1.264 <sup>†</sup>	0.235 <sup>†</sup>
	소득감소(15%이상)	1.408**	0.342**
인구학적 특성	연령(연속변수/세)	0.975***	-0.025***
	성별(남성(0)/여성(1))	1.124	0.117
	혼인상태(유배우(0)/ 이혼사별(1)/ 미혼(2))	1.103	0.098
	교육수준(무학(1), 초중학(2), 고(대)이상(3))	1.028	0.027
	가구규모(연속변수/명)	0.991	-0.010
	가구형태(가족(0)/한부모가정 등 결핵가정(1))	1.149	0.139
경제적 특성	가구자산(연속변수/백만원)	1.000	-0.0002
	가구경상소득(연속변수/백만원)	0.987***	-0.014***
	경제활동참여(비경활(0)/경활(1))	0.626***	-0.468***
	주거형태(자가(0)/비자가(1))	2.435***	0.890***
사회적 관계	사회적 관계(불만족(0)/만족(1))	0.757**	-0.279***
	가족 관계(불만족(0)/만족(1))	0.349***	-1.052***
건강관련 특성	만성질환(없음(0)/있음(1))	1.887***	0.635***
	입원의료이용(이용경험없음(0)/있음(1))	1.696***	0.528***
모형 통계량	Log likelihood = -2342.4	Wald ch2(15) = 429.9	
		Prob>chi2 = 0.0000	

주: <sup>†</sup>p<0.1, \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

<부표 A2-2> 소득변동성B(분석기간 내 소득분산) 분석결과

변수범주	변수이름(변수측정)	Odds Ratio	beta(회귀계수)
독립변수: 객관적지표	소득변동성B(소득분산/연속변수)*	1.000	-0.000
인구학적 특성	연령(연속변수/세)	0.989	-0.011
	성별(남성(0)/여성(1))	1.341	0.294
	혼인상태(유배우(0)/ 이혼사별(1)/ 미혼(2))	1.227	0.205
	교육수준(무학(1), 초중학(2), 고졸이상(3))	1.471	0.386
	가구규모(연속변수/명)	1.191	0.175
	가구형태(가타(0)/한부모가정 등 결핵가정(1))	0.946	-0.056
경제적 특성	가구자산(연속변수/백만원)	0.9996	-0.0004
	가구경상소득(연속변수/백만원)	0.985 <sup>†</sup>	-0.015 <sup>†</sup>
	경제활동참여(비경활(0)/경활(1))	0.322**	-1.134**
	주거형태(자가(0)/비자가(1))	2.471**	0.905**
사회적 관계	사회적 관계(불만족(0)/만족(1))	0.601	-0.509
	가족 관계(불만족(0)/만족(1))	0.177	-1.731***
건강관련 특성	만성질환(없음(0)/있음(1))	1.833	0.606
	입원의료이용(이용경험없음(0)/있음(1))	1.539	0.431
모형 통계량	Log likelihood = -476.5	Wald ch2(15) = 42.6	
		Prob>chi2 = 0.0002	

주: <sup>†</sup>p<0.1, \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

<부표 A2-3> 경제적 어려움 경험 분석결과

변수범주	변수이름(변수측정)	Odds Ratio	beta(회귀계수)
독립변수: 객관적지표	경제적 어려움 경험 (경험 없음(0)/경험함(1))	1.790***	0.582***
인구학적 특성	연령(연속변수/세)	0.974***	-0.026***
	성별(남성(0)/여성(1))	1.135	0.127
	혼인상태(유배우(0)/ 이혼사별(1)/ 미혼(2))	1.078	0.075
	교육수준(무학(1), 초중학(2), 고대이상(3))	1.033	0.033
	가구규모(연속변수/명)	0.973	-0.027
	가구형태(가타(0)한부모가정 등 결손가정(1))	1.081	0.078
	가구자산(연속변수/백만원)	1.000	-0.0001
경제적 특성	가구경상소득(연속변수/백만원)	0.986***	-0.014***
	경제활동참여(비경활(0)/경활(1))	0.639***	-0.448***
	주거형태(자가(0)/비자가(1))	2.148***	0.764***
	사회적 관계(불만족(0)/만족(1))	0.772*	-0.259*
사회적 관계	가족 관계(불만족(0)/만족(1))	0.371***	-0.992***
	만성질환(없음(0)/있음(1))	1.854***	0.617***
건강관련 특성	입원의료이용(이용경험없음(0)/있음(1))	1.668***	0.511***
모형 통계량	Log likelihood =	-2337.6	Wald ch2(15) = 444.9
			Prob>chi2 = 0.0000

주: †p<0.1, \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

<부표 A2-4> (분석기간 내) 저소득 해당기간 분석결과

변수범주	변수이름(변수측정)	Odds Ratio	beta(회귀계수)
독립변수: 객관적지표	(분석기간 내) 저소득 해당기간 (연속변수/년)	1.143	0.134
인구학적 특성	연령(연속변수/세)	0.988	-0.012
	성별(남성(0)/여성(1))	1.354	0.303
	혼인상태(유배우(0)/ 이혼사별(1)/ 미혼(2))	1.215	0.195
	교육수준(무학(1), 초중학(2), 고대이상(3))	1.499	0.404
	가구규모(연속변수/명)	1.143	0.133
	가구형태(가타(0)한부모가정 등 결손가정(1))	0.875	-0.134
경제적 특성	가구자산(연속변수/백만원)	0.999	-0.001
	가구경상소득(연속변수/백만원)	0.991	-0.009
	경제활동참여(비경활(0)/경활(1))	0.337**	-1.088**
	주거형태(자가(0)/비자가(1))	2.341*	0.851*
사회적 관계	사회적 관계(불만족(0)/만족(1))	0.592 <sup>†</sup>	-0.524 <sup>†</sup>
	가족 관계(불만족(0)/만족(1))	0.181***	-1.708***
건강관련 특성	만성질환(없음(0)/있음(1))	1.830	0.604
	입원의료이용(이용경험없음(0)/있음(1))	1.552	0.439
모형 통계량	Log likelihood = -476.5	Wald ch2(15) = 43.5	
		Prob>chi2 = 0.0000	

주: <sup>†</sup>p<0.1, \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

<부표 A2-5> 주관적 최저생계비 분석결과

변수범주	변수이름(변수측정)	Odds Ratio	beta(회귀계수)
독립변수: 인식적지표	주관적 최저 생계비(연속변수/백만원)	0.953	-0.048
인구학적 특성	연령(연속변수/세)	0.974***	-0.027***
	성별(남성(0)/여성(1))	1.127	0.120
	혼인상태(유배우(0)/ 이혼사별(1)/ 미혼(2))	1.093	0.089
	교육수준(무학(1), 초중학(2), 고대이상(3))	1.034	0.034
	가구규모(연속변수/명)	1.005	0.005
	가구형태(가타(0)한부모가정 등 결손가정(1))	1.148	0.138
경제적 특성	가구자산(연속변수/백만원)	1.000	-0.0002
	가구경상소득(연속변수/백만원)	0.986***	-0.014***
	경제활동참여(비경활(0)/경활(1))	0.631***	-0.461***
	주거형태(자가(0)/비자가(1))	2.372***	0.864***
사회적 관계	사회적 관계(불만족(0)/만족(1))	0.749**	-0.289**
	가족 관계(불만족(0)/만족(1))	0.354***	-1.039***
건강관련 특성	만성질환(없음(0)/있음(1))	1.870***	0.626***
	입원의료이용(이용경험없음(0)/있음(1))	1.683***	0.520***
모형 통계량	Log likelihood = -2347.3	Wald ch2(15) = 423.7	
		Prob>chi2 = 0.0000	

주: †p<0.1, \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

<부표 A2-6> 가구소득만족도 분석결과

변수범주	변수이름(변수측정)	Odds Ratio	beta(회귀계수)
독립변수: 감정적지표	가구소득만족(불만족함(0)/만족함(1))	0.576***	-0.551***
인구학적 특성	연령(연속변수/세)	0.976***	-0.025***
	성별(남성(0)/여성(1))	1.131	0.123
	혼인상태(유배우(0)/ 이혼사별(1)/ 미혼(2))	1.096	0.091
	교육수준(무학(1), 초중학(2), 고대이상(3))	1.044	0.043
	가구규모(연속변수/명)	0.969	-0.032
	가구형태(가타(0)한부모가정 등 결손가정(1))	1.152	0.141
경제적 특성	가구자산(연속변수/백만원)	1.000	-0.0001
	가구경상소득(연속변수/백만원)	0.987***	-0.013***
	경제활동참여(비경활(0)/경활(1))	0.630***	-0.463***
	주거형태(자가(0)/비자가(1))	2.327***	0.845***
사회적 관계	사회적 관계(불만족(0)/만족(1))	0.773*	-0.258*
	가족 관계(불만족(0)/만족(1))	0.365***	-1.008***
건강관련 특성	만성질환(없음(0)/있음(1))	1.863***	0.622***
	입원의료이용(이용경험없음(0)/있음(1))	1.666***	0.510***
모형 통계량	Log likelihood = -2341.6    Wald ch2(15) = 426.9		
	Prob>chi2 = 0.0000		

주: †p<0.1, \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

<부표 A2-7> 경제적 갈등·우려 분석결과

변수범주	변수이름(변수측정)	Odds Ratio	beta(회귀계수)
독립변수: 감정적지표	경제적 갈등·우려(비해당(0)/해당(1))	1.788***	0.581***
인구학적 특성	연령(연속변수/세)	0.976***	-0.024***
	성별(남성(0)/여성(1))	1.128	0.121
	혼인상태(유배우(0)/ 이혼사별(1)/ 미혼(2))	1.087	0.084
	교육수준(무학(1), 초중학(2), 고대이상(3))	1.035	0.035
	가구규모(연속변수/명)	0.945	-0.057
	가구형태(가타(0)/한부모가정 등 결핵가정(1))	1.123	0.116
경제적 특성	가구자산(연속변수/백만원)	1.000	-0.00003
	가구경상소득(연속변수/백만원)	0.988***	-0.013***
	경제활동참여(비경활(0)/경활(1))	0.625***	-0.470***
	주거형태(자가(0)/비자가(1))	2.094***	0.739***
사회적 관계	사회적 관계(불만족(0)/만족(1))	0.779*	-0.249*
	가족 관계(불만족(0)/만족(1))	0.371***	-0.992***
건강관련 특성	만성질환(없음(0)/있음(1))	1.868***	0.625***
	입원의료이용(이용경험없음(0)/있음(1))	1.669***	0.512***
모형 통계량	Log likelihood = -2332.3	Wald ch2(15) = 449.4	
		Prob>chi2 = 0.0000	

주: †p<0.1, \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001



### 3. 45-64세 남성 대상 분석 결과: 우울

<부표 A3-1> 소득변동성A(직전년도 대비 30%이상 증가/15%이하 감소) 분석결과

변수범주	변수이름(변수측정)	Odds Ratio	beta(회귀계수)
독립변수: 객관적지표	소득변동성A    소득증가(30% 이상) (1/0)	1.393***	0.332***
	소득감소(15%이상)	1.098†	0.094†
인구학적 특성	연령(연속변수/세)	0.968***	-0.033***
	성별(남성(0)/여성(1))	1.271***	0.240***
	혼인상태(유배우(0)/ 이혼사별(1)/ 미혼(2))	1.670***	0.513***
	교육수준(무학(1), 초중학(2), 고(이상)(3))	0.566***	-0.570***
	가구규모(연속변수/명)	1.028	0.028
	가구형태(가정(0)/한부모가정 등 결가정(1))	1.208	0.189
경제적 특성	가구자산(연속변수/백만원)	0.9999	-0.0001
	가구경상소득(연속변수/백만원)	0.991***	-0.009***
	경제활동참여(비경활(0)/경활(1))	0.816***	-0.204***
	주거형태(자가(0)/비자가(1))	1.475***	0.389***
사회적 관계	사회적 관계(불만족(0)/만족(1))	0.741***	-0.300***
	가족 관계(불만족(0)/만족(1))	0.735***	-0.308***
건강관련 특성	만성질환(없음(0)/있음(1))	1.244***	0.218***
	입원의료이용(이용경험없음(0)/있음(1))	1.264***	0.234***
모형 통계량	Log likelihood =    -10041.5	Wald ch2(16) =	866.1
		Prob>chi2        =	0.0000

주: †p<0.1, \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

<부표 A3-2> 소득변동성B(분석기간 내 소득분산) 분석결과

변수범주	변수이름(변수측정)	Odds Ratio	beta(회귀계수)
독립변수: 객관적지표	소득변동성B(소득분산/연속변수)*	1.0000	0.0000
인구학적 특성	연령(연속변수/세)	1.055*	0.053*
	성별(남성(0)/여성(1))	1.610*	0.477*
	혼인상태(유배우(0)/ 이혼사별(1)/ 미혼(2))	1.437	0.362
	교육수준(무학(1), 초중학(2), 고졸이상(3))	0.562**	-0.577**
	가구규모(연속변수/명)	1.259	0.230
	가구형태(가정(0)/한부모가정 등 결핵가정(1))	2.774*	1.020*
경제적 특성	가구자산(연속변수/백만원)	0.999*	-0.001*
	가구경상소득(연속변수/백만원)	0.986***	-0.014***
	경제활동참여(비경활(0)/경활(1))	0.513**	-0.668**
	주거형태(자가(0)/비자가(1))	2.010**	0.698**
사회적 관계	사회적 관계(불만족(0)/만족(1))	0.548**	-0.601**
	가족 관계(불만족(0)/만족(1))	0.362***	-1.015***
건강관련 특성	만성질환(없음(0)/있음(1))	1.928**	0.656**
	입원의료이용(이용경험없음(0)/있음(1))	1.471	0.386
모형 통계량	Log likelihood = -880.4	Wald ch2(15) = 96.1	
		Prob>chi2 = 0.0000	

주: †p<0.1, \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

<부표 A3-3> 경제적 어려움 경험 분석결과

변수범주	변수이름(ref)	Odds Ratio	beta(회귀계수)
독립변수: 객관적지표	경제적 어려움 경험 (경험 없음(0)/경험함(1))	1.360***	0.308***
인구학적 특성	연령(연속변수/세)	0.963***	-0.038***
	성별(남성(0)/여성(1))	1.316***	0.275***
	혼인상태(유배우(0)/ 이혼사별(1)/ 미혼(2))	1.639***	0.494***
	교육수준(무학(1), 초중학(2), 고졸이상(3))	0.548***	-0.601***
	가구규모(연속변수/명)	1.020	0.020
	가구형태(가타(0)한부모가정 등 결핵가정(1))	1.177	0.163
경제적 특성	가구자산(연속변수/백만원)	1.000	-0.000
	가구경상소득(연속변수/백만원)	0.991***	-0.009***
	경제활동참여(비경활(0)/경활(1))	0.798***	-0.225***
	주거형태(자가(0)/비자가(1))	1.414***	0.347***
사회적 관계	사회적 관계(불만족(0)/만족(1))	0.750***	-0.288***
	가족 관계(불만족(0)/만족(1))	0.741***	-0.300***
건강관련 특성	만성질환(없음(0)/있음(1))	1.232***	0.208***
	입원의료이용(이용경험없음(0)/있음(1))	1.249***	0.222***
모형 통계량	Log likelihood = -10059.1    Wald ch2(15) = 833.8		
	Prob>chi = 0.0000		

주: †p<0.1, \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

<부표 A3-4> (분석기간 내) 저소득 해당기간 분석결과

변수범주	변수이름(변수측정)	Odds Ratio	beta(회귀계수)
독립변수: 객관적지표	(분석기간 내) 저소득 해당기간 (연속변수/년)	1.292***	0.257***
인구학적 특성	연령(연속변수/세)	1.056*	0.055*
	성별(남성(0)/여성(1))	1.657**	0.505**
	혼인상태(유배우(0)/ 이혼사별(1)/ 미혼(2))	1.135	0.127
	교육수준(무학(1), 초중학(2), 고대이상(3))	0.609*	-0.496*
	가구규모(연속변수/명)	1.233	0.210
	가구형태(가타(0)한부모가정 등 결핵가정(1))	2.618*	0.962*
경제적 특성	가구자산(연속변수/백만원)	0.999	-0.001
	가구경상소득(연속변수/백만원)	0.994	-0.006
	경제활동참여(비경활(0)/경활(1))	0.612*	-0.491*
	주거형태(자가(0)/비자가(1))	1.696*	0.528*
사회적 관계	사회적 관계(불만족(0)/만족(1))	0.591*	-0.526
	가족 관계(불만족(0)/만족(1))	0.405***	-0.904***
건강관련 특성	만성질환(없음(0)/있음(1))	1.889**	0.636**
	입원의료이용(이용경험없음(0)/있음(1))	1.466	0.382
모형 통계량	Log likelihood = -866.2	Wald ch2(15) =	94.4
		Prob>chi =	0.0000

주: †p<0.1, \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

<부표 A3-5> 주관적 최저생계비 분석결과

변수범주	변수이름(변수측정)	Odds Ratio	beta(회귀계수)
독립변수: 인식적지표	주관적 최저 생계비(연속변수/백만원)	0.873***	-0.135***
인구학적 특성	연령(연속변수/세)	0.963***	-0.037***
	성별(남성(0)/여성(1))	1.312***	0.271***
	혼인상태(유배우(0)/ 이혼사별(1)/ 미혼(2))	1.636***	0.492***
	교육수준(무학(1), 초중학(2), 고졸이상(3))	0.570***	-0.563***
	가구규모(연속변수/명)	1.066*	0.064*
	가구형태(가정(0)/한부모가정 등 결핵가정(1))	1.195	0.178
경제적 특성	가구자산(연속변수/백만원)	1.000	-0.000
	가구경상소득(연속변수/백만원)	0.993***	-0.007***
	경제활동참여(비경활(0)/경활(1))	0.795***	-0.229***
	주거형태(자가(0)/비자가(1))	1.446***	0.369***
사회적 관계	사회적 관계(불만족(0)/만족(1))	0.747***	-0.292***
	가족 관계(불만족(0)/만족(1))	0.740***	-0.301***
건강관련 특성	만성질환(없음(0)/있음(1))	1.230***	0.207***
	입원의료이용(이용경험없음(0)/있음(1))	1.253***	0.225***
모형 통계량	Log likelihood = -10051.9	Wald ch2(15) =	853.8
		Prob>chi =	0.0000

주: †p<0.1, \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

<부표 A3-6> 가구소득만족도 분석결과

변수범주	변수이름(변수측정)	Odds Ratio	beta(회귀계수)
독립변수: 감정적지표	가구소득만족(불만족함(0)/만족함(1))	0.784***	-0.244***
인구학적 특성	연령(연속변수/세)	0.962***	-0.039***
	성별(남성(0)/여성(1))	1.310***	0.270***
	혼인상태(유배우(0)/ 이혼사별1/ 미혼(2))	1.656***	0.504***
	교육수준(무학(1), 초중학(2), 고대이상(3))	0.547***	-0.603***
	가구규모(연속변수/명)	0.016	0.015
	가구형태(기타(0)한부모가정 등 결손가정(1))	1.209	0.190
경제적 특성	가구자산(연속변수/백만원)	1.000	-0.000
	가구경상소득(연속변수/백만원)	0.992***	-0.008***
	경제활동참여(비경활(0)/경활(1))	0.794***	0.231***
	주거형태(자가(0)/비자가(1))	1.442***	0.366***
사회적 관계	사회적 관계(불만족(0)/만족(1))	0.755***	-0.282***
	가족 관계(불만족(0)/만족(1))	0.747***	-0.291***
건강관련 특성	만성질환(없음(0)/있음(1))	1.232***	0.209***
	입원의료이용(이용경험없음(0)/있음(1))	1.246**	0.220**
모형 통계량	Log likelihood = -10059.6		Wald ch2(15) = 834.4
			Prob>chi = 0.0000

주: †p<0.1, \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

<부표 A3-7> 경제적 갈등·우려 분석결과

변수범주	변수이름(변수측정)	Odds Ratio	beta(회귀계수)
독립변수: 감정적지표	경제적 갈등·우려(비해당(0)/해당(1))	1.387***	0.327***
인구학적 특성	연령(연속변수/세)	0.962***	-0.038***
	성별(남성(0)/여성(1))	1.311***	0.271***
	혼인상태(유배우(0)/ 이혼사별(1)/ 미혼(2))	1.637***	0.493***
	교육수준(무학(1), 초중학(2), 고대이상(3))	0.546***	-0.601***
	가구규모(연속변수/명)	1.006	0.006
	가구형태(가타(0)한부모가정 등 결핵가정(1))	1.216	0.195
경제적 특성	가구자산(연속변수/백만원)	0.99996	-0.00004
	가구경상소득(연속변수/백만원)	0.992***	-0.008***
	경제활동참여(비경활(0)/경활(1))	0.793***	0.232***
	주거형태(자가(0)/비자가(1))	1.379***	0.321***
사회적 관계	사회적 관계(불만족(0)/만족(1))	0.751***	-0.286***
	가족 관계(불만족(0)/만족(1))	0.748***	-0.290***
건강관련 특성	만성질환(없음(0)/있음(1))	1.233***	0.209***
	입원의료이용(이용경험없음(0)/있음(1))	1.246**	0.220**
모형 통계량	Log likelihood = -10043.5	Wald ch2(15) =	874.9
		Prob>chi2 =	0.0000

주: †p<0.1, \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

#### 4. 45-64세 남성 대상 분석 결과: 자살생각

<부표 A4-1> 소득변동성A(직전년도 대비 30%이상 증가/15%이하 감소) 분석결과

변수범주	변수이름(변수측정)	Odds Ratio	beta(회귀계수)
독립변수: 객관적지표	소득변동성A    소득증가(30% 이상) (1/0)	1.343	0.295
	소득감소(15%이상)	1.188	0.172
인구학적 특성	연령(연속변수/세)	1.006	0.006
	성별(남성(0)/여성(1))	1.265	0.235
	혼인상태(유배우(0)/ 이혼사별(1)/ 미혼(2))	1.320	0.278
	교육수준(무학(1), 초중학(2), 고(이상)(3))	0.838	-0.176
	가구규모(연속변수/명)	1.117	0.110
	가구형태(가족(0)/한부모가정 등 결핵가정(1))	1.265	0.236
경제적 특성	가구자산(연속변수/백만원)	0.9996	-0.004
	가구경상소득(연속변수/백만원)	0.985***	-0.016
	경제활동참여(비경활(0)/경활(1))	0.646**	-0.437
	주거형태(자가(0)/비자가(1))	2.471***	0.905
사회적 관계	사회적 관계(불만족(0)/만족(1))	0.718*	-0.331
	가족 관계(불만족(0)/만족(1))	0.298***	-1.210
건강관련 특성	만성질환(없음(0)/있음(1))	1.594**	0.466
	입원의료이용(이용경험없음(0)/있음(1))	2.056***	0.721
모형 통계량	Log likelihood =    -1140.4	Wald ch2(16) =	278.6
		Prob>chi2        =	0.0000

주: †p<0.1, \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001



<부표 A4-2> 소득변동성B(분석기간 내 소득분산) 분석결과

변수범주	변수이름(변수측정)	Odds Ratio	beta(회귀계수)
독립변수: 객관적지표	소득변동성B(소득분산/연속변수)*	1.000	0.000
인구학적 특성	연령(연속변수/세)	1.042	0.042
	성별(남성(0)/여성(1))	1.368	0.313
	혼인상태(유배우(0)/ 이혼사별(1)/ 미혼(2))	1.261	0.232
	교육수준(무학(1), 초중학(2), 고졸이상(3))	1.285	0.251
	가구규모(연속변수/명)	1.212	0.192
	가구형태(가정(0)/한부모가정 등 결핵가정(1))	1.186	0.171
경제적 특성	가구자산(연속변수/백만원)	1.000	-0.000
	가구경상소득(연속변수/백만원)	0.991	-0.009
	경제활동참여(비경활(0)/경활(1))	0.406**	-0.903**
	주거형태(자가(0)/비자가(1))	1.862*	0.622*
사회적 관계	사회적 관계(불만족(0)/만족(1))	0.598 <sup>†</sup>	0.515 <sup>†</sup>
	가족 관계(불만족(0)/만족(1))	0.227***	-1.484***
건강관련 특성	만성질환(없음(0)/있음(1))	0.954	-0.047
	입원의료이용(이용경험없음(0)/있음(1))	1.978 <sup>†</sup>	0.682 <sup>†</sup>
모형 통계량	Log likelihood = -225.8	Wald ch2(15) =	286.9
		Prob>chi2	0.0000

주: <sup>†</sup>p<0.1, \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

<부표 A4-3> 경제적 어려움 경험 분석결과

변수범주	변수이름(변수측정)	Odds Ratio	beta(회귀계수)
독립변수: 객관적지표	경제적 어려움 경험 (경험 없음(0)/경험함(1))	1.787**	0.580
인구학적 특성	연령(연속변수/세)	1.005	0.005
	성별(남성(0)/여성(1))	1.276	0.244
	혼인상태(유배우(0)/ 이혼사별1/ 미혼2)	1.300	0.262
	교육수준(무학1, 초중학2, 고대이상3)	0.834	-0.181
	가구규모(연속변수/명)	1.097	0.093
	가구형태(가타0/한부모가정 등 결핵가정1)	1.165	0.153
	가구자산(연속변수/백만원)	0.9997	-0.0003
경제적 특성	가구경상소득(연속변수/백만원)	0.986***	-0.015***
	경제활동참여(비경활(0)/경활(1))	0.689*	-0.373*
	주거형태(자가(0)/비자가(1))	2.271***	0.820***
	사회적 관계(불만족(0)/만족(1))	0.747†	0.291†
사회적 관계	가족 관계(불만족(0)/만족(1))	0.305***	1.188***
	만성질환(없음(0)/있음(1))	1.561**	0.443**
건강관련 특성	입원의료이용(이용경험없음(0)/있음(1))	2.050***	0.718***
모형 통계량	Log likelihood = -1137.0	Wald ch2(15) =	286.9
		Prob>chi2 =	0.0000

주: †p<0.1, \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

<부표 A4-4> (분석기간 내) 저소득 해당기간 분석결과

변수범주	변수이름(변수측정)	Odds Ratio	beta(회귀계수)
독립변수: 객관적지표	(분석기간 내) 저소득 해당기간 (연속변수/년)	1.156	0.145
인구학적 특성	연령(연속변수/세)	1.043	0.042
	성별(남성(0)/여성(1))	1.406	0.341
	혼인상태(유배우(0)/ 이혼사별(1)/ 미혼(2))	1.204	0.186
	교육수준(무학(1), 초중학(2), 고(대)이상(3))	1.320	0.278
	가구규모(연속변수/명)	1.213	0.193
	가구형태(가정(0)/한부모가정 등 결핵가정(1))	1.120	0.114
경제적 특성	가구자산(연속변수/백만원)	1.000	-0.0001
	가구경상소득(연속변수/백만원)	0.995	-0.005
	경제활동참여(비경활(0)/경활(1))	0.427*	-0.850*
	주거형태(자가(0)/비자가(1))	1.778	0.575 <sup>†</sup>
사회적 관계	사회적 관계(불만족(0)/만족(1))	0.604	-0.504
	가족 관계(불만족(0)/만족(1))	0.225***	-1.494***
건강관련 특성	만성질환(없음(0)/있음(1))	0.921	-0.082
	입원의료이용(이용경험없음(0)/있음(1))	2.040	0.713 <sup>†</sup>
모형 통계량	Log likelihood = -225.1	Wald ch2(15) =	35.3
		Prob>chi =	0.0000

주: <sup>†</sup>p<0.1, \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

<부표 A4-5> 주관적 최저생계비 분석결과

변수범주	변수이름(변수측정)	Odds Ratio	beta(회귀계수)
독립변수: 인식적지표	주관적 최저 생계비(연속변수/백만원)	0.983	0.017
인구학적 특성	연령(연속변수/세)	1.006	0.006
	성별(남성(0)/여성(1))	1.265	0.235
	혼인상태(유배우(0)/ 이혼사별(1)/ 미혼(2))	1.320	0.277
	교육수준(무학(1), 초중학(2), 고대이상(3))	0.836	-0.179
	가구규모(연속변수/명)	1.125	0.118
	가구형태(가타(0)한부모가정 등 결손가정(1))	1.269	0.238
경제적 특성	가구자산(연속변수/백만원)	0.9996	-0.0004
	가구경상소득(연속변수/백만원)	0.985***	-0.016***
	경제활동참여(비경활(0)/경활(1))	0.680*	-0.385*
	주거형태(자가(0)/비자가(1))	2.465***	-0.902***
사회적 관계	사회적 관계(불만족(0)/만족(1))	0.719*	-0.329*
	가족 관계(불만족(0)/만족(1))	0.298***	-1.210***
건강관련 특성	만성질환(없음(0)/있음(1))	1.582**	0.459**
	입원의료이용(이용경험없음(0)/있음(1))	2.064***	0.725***
모형 통계량	Log likelihood = - 1141.9	Wald ch2(15) =	277.3
		Prob>chi2 =	0.0000

주: †p<0.1, \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

<부표 A4-6> 가구소득만족도 분석결과

변수범주	변수이름(변수측정)	Odds Ratio	beta(회귀계수)
독립변수: 감정적지표	가구소득만족(불만족함(0)/만족함(1))	0.553*	-0.592*
인구학적 특성	연령(연속변수/세)	1.007	0.007
	성별(남성(0)/여성(1))	1.260	0.231
	혼인상태(유배우(0)/ 이혼사별(1)/ 미혼(2))	1.316	0.275
	교육수준(무학(1), 초중학(2), 고대이상(3))	0.836	-0.179
	가구규모(연속변수/명)	1.098	0.094
	가구형태(가타(0)한부모가정 등 결핵가정(1))	1.282	0.248
경제적 특성	가구자산(연속변수/백만원)	0.9997	-0.0003
	가구경상소득(연속변수/백만원)	0.986***	-0.014***
	경제활동참여(비경활(0)/경활(1))	0.680*	-0.386*
	주거형태(자가(0)/비자가(1))	2.411***	0.880***
사회적 관계	사회적 관계(불만족(0)/만족(1))	0.745*	-0.294*
	가족 관계(불만족(0)/만족(1))	0.308***	-1.177***
건강관련 특성	만성질환(없음(0)/있음(1))	1.567**	0.449**
	입원의료이용(이용경험없음(0)/있음(1))	2.030***	0.708***
모형 통계량	Log likelihood = -1138.9	Wald ch2(15) =	277.4
		Prob>chi2 =	0.0000

주: †p<0.1, \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

<부표 A4-7> 경제적 우려·갈등 분석결과

변수범주	변수이름(변수측정)	Odds Ratio	beta(회귀계수)
독립변수: 감정적지표	경제적 갈등·우려(비해당(0)/해당(1))	1.828***	0.603***
인구학적 특성	연령(연속변수/세)	1.008	0.008
	성별(남성(0)/여성(1))	1.260	0.231
	혼인상태(유배우(0)/ 이혼사별(1)/ 미혼(2))	1.317	0.275
	교육수준(무학(1), 초중학(2), 고대이상(3))	0.849	-0.164
	가구규모(연속변수/명)	1.075	0.073
	가구형태(가타(0)/한부모가정 등 결핵가정(1))	1.268	0.238
경제적 특성	가구자산(연속변수/백만원)	0.9998	-0.0002
	가구경상소득(연속변수/백만원)	0.987***	-0.013***
	경제활동참여(비경활(0)/경활(1))	0.664*	-0.410*
	주거형태(자가(0)/비자가(1))	2.178***	0.778***
사회적 관계	사회적 관계(불만족(0)/만족(1))	0.747 <sup>†</sup>	-0.292 <sup>†</sup>
	가족 관계(불만족(0)/만족(1))	0.308***	-1.179***
건강관련 특성	만성질환(없음(0)/있음(1))	1.559**	0.444**
	입원의료이용(이용경험없음(0)/있음(1))	2.034***	0.710***
모형 통계량	Log likelihood = -1133.8	Wald ch2(15) =	287.2
		Prob>chi2 =	0.0000

주: <sup>†</sup>p<0.1, \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

## VIII. 부록 B. 기초노령연금 효과 분석 전체 결과

### 1. 기초노령연금 정책효과 분석 결과

<부표 B1-1> 우울에 대한 기초노령연금의 정책효과 분석 결과: DD(n=760)

변수범주	변수이름	Odds Ratio(OR)	beta(회귀계수)
	정책 이후(ref. 정책 이전)	0.836	-0.179
	수급군(ref. 비수급군)	1.228	0.205
	기초노령연금 정책효과(정책이후×수급군)	0.900	-0.105
인구학적 특성	연령(연속변수/세)	0.987	-0.013
	성별(남성(0)/여성(1))	1.412	0.345
	혼인상태(유배우(0)/ 이혼사별(1))	1.316	0.274
	교육수준(무학(1), 초중학(2), 고교이상(3))	0.770	-0.261
	가구규모(연속변수/명)	1.004	0.004
	가구형태(가정(0)한부모가정등 결손가정(1))	1.440	0.364
경제적 특성	가구자산(연속변수/백만원)	0.999*	-0.001*
	가구경상소득(연속변수/백만원)	0.993	-0.007
	공적연금소득(연속변수/만원)	1.000*	-0.0004*
	사적이전소득(연속변수/만원)	1.000	0.0001
	경제활동참여(비경활(0)/경활(1))	0.951	-0.051
	주거형태(자가(0)/비자가(1))	1.314	0.273
사회적 관계	사회적 관계(불만족(0)/만족(1))	0.747*	-0.292*
	가족 관계(불만족(0)/만족(1))	0.560***	-0.580***
건강관련특성	만성질환(없음(0)/있음(1))	1.663*	0.508*
	입원의료이용(이용경험없음(0)/있음(1))	1.881***	0.632***
모형 통계량	Log likelihood = -919.8	Wald ch2(19) = 121.5	
		Prob>chi2 = 0.0000	

※ 주: †p<0.1, \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

<부표 B1-2> 우울에 대한 기초노령연금의 정책효과 분석 결과: DDD(n=760)

변수범주	변수이름	Odds Ratio(OR)	beta(회귀계수)
	정책 이후(ref. 정책 이전)	0.761	-0.273
	수급군(ref. 비수급군)	0.886	-0.121
	기초노령연금 정책효과(정책이후×수급군)	1.465	0.382
	노인단독가구(ref. 노인부부가구)	0.607	-0.500
	정책이후×노인단독가구	1.228	0.205
	수급군×노인단독가구	1.759	0.565
	가구유형에 따른 기초노령연금 정책효과 (정책이후×수급군×노인단독가구)	0.396 <sup>†</sup>	-0.925 <sup>†</sup>
인구학적 특성	연령(연속변수/세)	0.978	-0.022
	성별(남성(0)/여성(1))	1.302	0.264
	혼인상태(유배우(0)/ 이혼사별(1))	1.765	0.568
	교육수준(무학(1), 초·중학(2), 고·대학(3))	0.777	-0.252
	가구규모(연속변수/명)	1.009	0.009
	가구형태(가정(0)/한부모가정 등 결손가정(1))	1.477	0.390
경제적 특성	가구자산(연속변수/백만원)	0.999*	-0.001*
	가구경상소득(연속변수/백만원)	0.993	-0.007
	공적연금소득(연속변수/만원)	1.000*	-0.0004*
	사적이전소득(연속변수/만원)	1.000	0.0001
	경제활동참여(비경활(0)/경활(1))	0.939	-0.062
	주거형태(자가(0)/비자가(1))	1.312	0.271
사회적 관계	사회적 관계(불만족(0)/만족(1))	0.736*	-0.307*
	가족 관계(불만족(0)/만족(1))	0.567**	-0.567**
건강관련특성	만성질환(없음(0)/있음(1))	1.687*	0.523*
	입원의료이용(이용경험없음(0)/있음(1))	1.889**	0.636**
모형 통계량	Log likelihood = -916.7	Wald ch2(23) =	122.9
		Prob>chi2 =	0.0000

※ 주: <sup>†</sup>p<0.1, \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001



<부표 B1-3> 우울에 대한 기초노령연금의 정책효과 분석 결과(한계효과): DD(n=760)

가구유형	노인부부가구(n = 368)	
시점	2007	2008
비수급군	-0.338	-0.517
수급군	-0.132	-0.417
정책수혜여부 <sup>55)</sup>	0.205	0.100

※ 주: †p<0.1, \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

<부표 B1-4> 우울에 대한 기초노령연금의 차별적인 정책효과 분석 결과(한계효과): DDD(n=760)

가구유형	노인부부가구(n = 368)		노인단독가구(n = 392)	
시점	2007	2008	2007	2008
비수급군	-0.071	-0.343	-0.570	-0.638
수급군	-0.191	-0.083	-0.126	-0.738
정책수혜여부 <sup>61)</sup>	-0.121	0.260	0.444	-0.100

※ 주: †p<0.1, \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

61) 여기서 계산되는 정책의 marginal effect는 “평균” 한계효과(AME: Average Marginal Effect)이다. 정책분석에서는 전체 인구집단에 미치는 영향을 우선적으로 고려해야 하기 때문에, 한 지점(평균)에서의 한계효과(MEM: Marginal Effect at the Mean)를 구하는 것이 아니라 모든 사례에 대한 정책효과와 평균인 AME를 일반적으로 사용한다. DDD분석에서의 회귀계수와 달리 <부표 2-4>에서 계산된 marginal effect는 통계적 유의성이 확인되지 않았는데, 이것은 통계적인 문제라기보다는 비선형분석(로짓분석)이기 때문에 발생하는 현상이다. 비선형분석에서는 x값의 구간에 따라 y의 변화량의 크기가 달라지므로, marginal effect가 그래프의 양 극단 즉, y값의 변화가 거의 없는 구간에서 계산되는 경우 통계적 유의성이 확인되지 않을 수 있다(statalist#2, 2016).

## 2. 기초노령연금 영향기제 탐색 분석 결과

<부표 B2-1> 경제활동참여에 대한 기초노령연금의 정책효과 분석 결과(n=760)

변수범주	변수이름	OR(Odds Ratio)	회귀계수
	정책 이후(ref. 정책 이전)	2.353*	0.858*
	수급군(ref. 비수급군)	5.100*	1.617*
기초노령연금	정책효과(정책이후×수급군)	0.276*	-1.289*
인구학적 특성	연령(연속변수/세)	0.588***	-0.531***
	성별(남성(0)/여성(1))	0.008***	-7.168***
	혼인상태(유배우(0)/ 이혼사별(1))	0.121*	-2.100*
	교육수준(무학(1), 초중학(2), 고이상(3))	0.326*	-1.113*
	가구규모(연속변수/명)	0.748	-0.287
	가구형태(가타(0)/한부모가정 등 결가정(1))	11.092	2.397*
경제적 특성	가구자산(연속변수/백만원)	1.002†	0.002†
	가구경상소득(연속변수/백만원)	1.008	0.008
	공적연금소득(연속변수/만원)	0.998***	-0.002***
	사적이전소득(연속변수/만원)	0.998***	-0.002***
	주거형태(자가(0)/비자가(1))	0.272	-1.292
사회적 관계	사회적 관계(불만족(0)/만족(1))	3.206**	1.168**
	가족 관계(불만족(0)/만족(1))	0.605	-0.500
건강관련특성	만성질환(없음(0)/있음(1))	0.426	-0.856
	입원의료이용(이용경험없음(0)/있음(1))	0.700	-0.374
모형 통계량	Log likelihood = -559.8	Wald ch2(18) =	66.1
		Prob>chi2 =	0.0000

※ 주: †p<0.1, \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

<부표 B2-2> 가족관계 만족에 대한 기초노령연금의 정책효과 분석 결과(n=760)

변수범주	변수이름	OR(Odds Ratio)	회귀계수
	정책 이후(ref. 정책 이전)	0.896	-0.110
	수급군(ref. 비수급군)	0.650 <sup>†</sup>	-0.437 <sup>†</sup>
	기초노령연금 정책효과(정책이후×수급군)	1.914*	0.658*
인구학적 특성	연령(연속변수/세)	0.970	-0.030
	성별(남성(0)/여성(1))	1.429	0.359
	혼인상태(유배우(0)/이혼사별(1))	0.457*	-0.787*
	교육수준(무학(1), 초중학(2), 고교이상(3))	1.105	0.101
	가구규모(연속변수/명)	1.001	0.001
	가구형태(가타(0)/한부모가정 등 결가정(1))	0.593	-0.246
경제적 특성	가구자산(연속변수/백만원)	1.002*	0.002**
	가구경상소득(연속변수/백만원)	1.000	-0.00007
	공적연금소득(연속변수/만원)	1.000	0.0002
	사적이전소득(연속변수/만원)	1.0005**	0.0005**
	경제활동참여(비경활(0)/경활(1))	0.668 <sup>†</sup>	-0.402 <sup>†</sup>
	주거형태(자가(0)/비자가(1))	0.777	-0.531
사회적관계	사회적 관계(불만족(0)/만족(1))	5.129***	1.641***
건강관련	만성질환(없음(0)/있음(1))	0.715	-0.336
특성	입원의료이용(이용경험없음(0)/있음(1))	1.075	0.068
모형 통계량	Log likelihood = -738.7	Wald ch2(18) =	140.1
		Prob>chi2 =	0.0000

※ 주: <sup>†</sup>p<0.1, \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

<부표 B2-3> 경제적 어려움 경험에 대한 기초노령연금의 정책효과 분석 결과(n=307)

변수범주	변수이름	OR(Odds Ratio)	회귀계수
	정책 이후(ref. 정책 이전)	0.340	-1.077
	수급군(ref. 비수급군)	0.825	-0.193
	기초노령연금 정책효과(정책이후×수급군)	0.829	-0.187
	노인단독가구(ref. 노인부부가구)	0.291	-1.233
	정책이후×노인단독가구	1.778	0.576
	수급군×노인단독가구	2.337	0.849
	가구유형에 따른 기초노령연금 정책효과 (정책이후×수급군×노인단독가구)	1.114	0.108
인구학적 특성	연령(연속변수/세)	1.062	0.060
	성별(남성(0)/여성(1))	1.441	0.365
	혼인상태(유배우(0)/이혼사별(1))	0.899	-0.107
	교육수준(무학(1), 초중학(2), 고졸이상(3))	0.935	-0.068
	가구규모(연속변수/명)	2.095**	0.739**
	가구형태(가족(0)/한부모(1) 등 결혼가정(1))	6.678*	1.899
	가구자산(연속변수/백만원)	0.997 <sup>†</sup>	-0.003 <sup>†</sup>
경제적 특성	가구경상소득(연속변수/백만원)	0.938*	-0.064*
	공적연금소득(연속변수/만원)	0.999	-0.0006
	사적이전소득(연속변수/만원)	1.000	0.0001
	경제활동참여(비경활(0)/경활(1))	1.532	0.427
	주거형태(자가(0)/비자가(1))	3.800**	1.335**
	사회적 관계(불만족(0)/만족(1))	1.020	0.020
	가족 관계(불만족(0)/만족(1))	0.623	-0.474
건강관련 특성	만성질환(없음(0)/있음(1))	1.020	0.020
	입원의료이용(이용경험없음(0)/있음(1))	0.097**	-2.336**
모형 통계량	Log likelihood = -183.8	Wald ch2(23) =	44.23
		Prob>chi2 =	0.0000

※ 주: <sup>†</sup>p<0.1, \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

<부표 B2-4> 주관적 최저생계비에 대한 기초노령연금의 정책효과 분석 결과(n=307)

변수범주	변수이름	회귀계수
	정책 이후(ref. 정책 이전)	0.094*
	수급군(ref. 비수급군)	-0.092
	기초노령연금 정책효과(정책이후×수급군)	-0.041
	노인단독가구(ref. 노인부부가구)	0.080
	정책이후×노인단독가구	-0.130*
	수급군×노인단독가구	-0.029
	가구유형에 따른 기초노령연금 정책효과 (정책이후×수급군×노인단독가구)	0.205 <sup>†</sup>
인구학적 특성	연령(연속변수/세)	-0.037**
	성별(남성(0)/여성(1))	0.035
	혼인상태(유배우(0)/ 이혼사별(1))	-0.025
	교육수준(무학(1), 초중학(2), 고졸이상(3))	0.079*
	가구규모(연속변수/명)	0.220***
	가구형태(기타(0)한부모(1)정등 결혼가정(1))	0.059
경제적 특성	가구자산(연속변수/백만원)	-0.00007
	가구경상소득(연속변수/백만원)	0.018***
	공적연금소득(연속변수/만원)	0.0001***
	사적이전소득(연속변수/만원)	-0.00003
	경제활동참여(비경활(0)/경활(1))	0.046
	주거형태(자가(0)/비자가(1))	0.058
사회적관계	사회적 관계(불만족(0)/만족(1))	0.067*
	가족 관계(불만족(0)/만족(1))	-0.102**
건강관련 특성	만성질환(없음(0)/있음(1))	0.031
	입원의료이용(이용경험없음(0)/있음(1))	-0.009
모형 통계량	Log likelihood = -236.7	Wald chi2(23) = 816.7
		Prob>chi2 = 0.0000

※ 주: <sup>†</sup>p<0.1, \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

<부표 B2-5> 가구소득만족에 대한 기초노령연금의 정책효과 분석 결과(n=307)

변수범주	변수이름	OR(Odds Ratio)	회귀계수
	정책 이후(ref. 정책 이전)	1.570	0.451
	수급군(ref. 비수급군)	1.004	0.004
	기초노령연금 정책효과(정책이후×수급군)	0.170 <sup>†</sup>	-1.775 <sup>†</sup>
	노인단독가구(ref. 노인부부가구)	0.907	-0.097
	정책이후×노인단독가구	0.928	-0.075
	수급군×노인단독가구	0.092 <sup>†</sup>	-2.388 <sup>†</sup>
	가구유형에 따른 기초노령연금 정책효과 (정책이후×수급군×노인단독가구)	17.000 <sup>†</sup>	2.833 <sup>†</sup>
인구학적 특성	연령(연속변수/세)	1.002	0.003
	성별(남성(0)/여성(1))	1.504	-0.408
	혼인상태(유배우(0)/ 이혼사별(1))	2.024	0.705
	교육수준(무학(1), 초중학(2), 고대이상(3))	1.008	0.008
	가구규모(연속변수/명)	0.591 <sup>†</sup>	-0.525 <sup>†</sup>
	가구형태(가독(0)한부모가정 등 결손가정(1))	0.528	-0.638
	가구형태(가독(0)한부모가정 등 결손가정(1))	0.528	-0.638
경제적 특성	가구자산(연속변수/백만원)	1.001	0.001
	가구경상소득(연속변수/백만원)	1.031	0.031
	공적연금소득(연속변수/만원)	1.001**	0.001**
	사적이전소득(연속변수/만원)	1.000	0.000
	경제활동참여(비경활(0)/경활(1))	0.691	-0.369
	주거형태(자가(0)/비자가(1))	0.981	-0.019
	주거형태(자가(0)/비자가(1))	0.981	-0.019
사회적관계	사회적 관계(불만족(0)/만족(1))	5.117***	1.633***
	가족 관계(불만족(0)/만족(1))	2.871*	1.055*
건강관련 특성	만성질환(없음(0)/있음(1))	0.450 <sup>†</sup>	-0.798 <sup>†</sup>
	입원의료이용(이용경험없음(0)/있음(1))	1.078	0.075
모형 통계량	Log likelihood = -217.8	Wald ch2(23) =	64.4
		Prob>chi2 =	0.0000

※ 주: <sup>†</sup>p<0.1, \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001

<부표 B2-6> 경제적 갈등·우려에 대한 기초노령연금의 정책효과 분석 결과(n=307)

변수범주	변수이름	OR(Odds Ratio)	회귀계수
	정책 이후(ref. 정책 이전)	0.859	-0.152
	수급군(ref. 비수급군)	0.530	-0.634
	기초노령연금 정책효과(정책이후×수급군)	2.252	0.812
	노인단독가구(ref. 노인부부가구)	0.290 <sup>†</sup>	-1.238 <sup>†</sup>
	정책이후×노인단독가구	0.945	-0.057
	수급군×노인단독가구	4.191	1.433
	가구유형에 따른 기초노령연금 정책효과 (정책이후×수급군×노인단독가구)	0.244	-1.409
인구학적 특성	연령(연속변수/세)	0.830	-0.186
	성별(남성(0)/여성(1))	0.625	-0.471
	혼인상태(유배우(0)/ 이혼사별(1))	10.293***	2.331**
	교육수준(무학(1), 초중학(2), 고졸이상(3))	0.789	-0.237
	가구규모(연속변수/명)	4.354***	1.471***
	가구형태(가정(0)/한부모가정 등 결가정(1))	0.522	-0.650
	가구자산(연속변수/백만원)	0.997**	-0.003**
경제적 특성	가구경상소득(연속변수/백만원)	0.877***	-0.131***
	공적연금소득(연속변수/만원)	0.99996	-0.00003
	사적이전소득(연속변수/만원)	1.001*	0.001*
	경제활동참여(비경활(0)/경활(1))	1.766	0.569
	주거형태(자가(0)/비자가(1))	8.952***	2.192***
	사회적 관계(불만족(0)/만족(1))	0.726	-0.321
사회적관계	가족 관계(불만족(0)/만족(1))	0.592	-0.525
	만성질환(없음(0)/있음(1))	1.004	0.004
건강관련 특성	입원의료이용(이용경험없음(0)/있음(1))	0.682	-0.383
모형 통계량	Log likelihood = -254.3	Wald ch2(23) =	61.9
		Prob>chi2 =	0.0000

※ 주: <sup>†</sup>p<0.1, \* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001